



Fécondité, offre de travail féminin et politiques familiales

Julie Moschion

► To cite this version:

Julie Moschion. Fécondité, offre de travail féminin et politiques familiales. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2009. Français. NNT: . tel-00509940

HAL Id: tel-00509940

<https://theses.hal.science/tel-00509940>

Submitted on 17 Aug 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON-SORBONNE

U.F.R de SCIENCES ÉCONOMIQUES

THÈSE DE DOCTORAT EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Présentée et soutenue publiquement par

Julie MOSCHION

le 29 juin 2009

FÉCONDITÉ, OFFRE DE TRAVAIL FÉMININ ET POLITIQUES FAMILIALES

Directeur de thèse :

M. Hubert KEMPF Professeur à l'Université Paris I – Panthéon-Sorbonne

Membres du jury :

M. Pierre CAHUC	Professeur à l'École Polytechnique (rapporteur)
M. Marc GURGAND	Chargé de recherche au CNRS (rapporteur)
M. Hubert KEMPF	Professeur à l'Université Paris I – Panthéon-Sorbonne
M. Francis KRAMARZ	Professeur à l'École Polytechnique
Mme Catherine SOFER	Professeur à l'Université Paris I – Panthéon-Sorbonne

L'Université Paris I Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Bien plus qu'un travail personnel, cette thèse est le résultat d'interactions sociales professionnelles et personnelles qui m'ont permis d'apprendre, de progresser, mais aussi de prendre du recul lorsque cela était nécessaire. Je tiens à remercier toutes les personnes qui ont participé à ma thèse, de près ou de loin.

Toute ma gratitude va à Hubert Kempf qui a dirigé cette thèse de façon exemplaire. Je lui suis reconnaissante de m'avoir laissé une très grande autonomie. Son soutien et ses encouragements ont été continus, y compris dans les moments difficiles. Ses conseils toujours opportuns m'ont guidée dans la rédaction et la valorisation des travaux de cette thèse.

Je remercie les membres du jury d'avoir accepté ce rôle et d'avoir activement participé à ma pré-soutenance par leurs commentaires et suggestions pertinents qui ont permis d'améliorer la version préliminaire de ma thèse. Les relectures attentives et les conseils de Pierre Cahuc, rapporteur de cette thèse, tout au long de mon travail de thèse m'ont été d'une aide précieuse. Je remercie également Marc Gurgand d'avoir accepté d'être rapporteur. J'adresse mes remerciements à Francis Kramarz avec qui j'ai fait une journée de train dans des conditions improbables et qui a su me conseiller avec bienveillance. Je remercie enfin Catherine Sofer pour ses conseils théoriques.

Cette thèse doit également beaucoup à Eric Maurin qui m'a aidée à faire mes premiers pas dans le monde de la recherche. Il m'a fait partager son expérience et m'a conseillée sur les orientations de ma thèse. Le chapitre 9 de cette thèse est le résultat de notre collaboration.

Je remercie également les membres du Laboratoire Eureka qui m'ont accueillie à mon arrivée en thèse et m'ont aidée à comprendre ce qu'est un travail de thèse. En particulier, les professeurs du « groupe microéconomie », ainsi que les filles du bureau 316 pour nos discussions animées et les anciens du DEA de macroéconomie. Et surtout, Audrey, Morgane et Seb, qui m'ont accompagnée et soutenue tout au long de ma thèse, et qui au fil des discussions et des soirées passées ensemble sont devenus des amis.

Je tiens à remercier Sanjeev Goyal, Andrea Ichino et Olivier Thévenon rencontrés lors de colloques pour l'ensemble des commentaires qu'ils m'ont faits et leurs encouragements. Je suis particulièrement reconnaissante à Eve Caroli pour sa disponibilité, son soutien, ses encouragements et ses conseils.

Je remercie Dominique Goux de m'avoir accueillie à la Dares où j'ai profité d'un cadre de travail agréable. Mais aussi Amandine Schreiber et Laurent Lequien pour leurs relectures, Augustin Vicard, Roland Rathelot, Céline Gratadour et Véronique Rémy qui m'ont fait partager leur expérience de thèse et Thierry Duret pour son aide technique. Bien sûr pour leur bonne humeur, Claude Minni, Juliette Ponceau, Ranzika Faïd, Hélène Garner et Liliane Zand. Je remercie en particulier Nadia Alibay et Nina Guyon avec lesquelles j'ai partagé les bons comme les mauvais moments de la thèse mais qui m'ont toujours soutenue.

J'adresse également mes remerciements à mes amis pour leur soutien. Les soirées, week-ends et vacances passés ensemble m'ont permis de m'évader et d'oublier la thèse pendant un moment : Pierrick, Laure, Jimmy, Caro, Hugues, Aurélie, Aurélien, Julie, Sophie, Ben Sr., Leti, Amah, Adeline, Cécile, Thomas, Vivi, Ben Sa., Betty, Harry, Natacha, Vincent, Cédric et Pauline.

J'ai une pensée particulière pour mon père, ma grand-mère, Françoise et Daniel Marty pour l'attention qu'ils ont porté à mon travail de thèse et leur soutien. Je remercie tout particulièrement Yvon Marty, Catherine et Christian Marty ainsi que Pierre Edrom pour la relecture fastidieuse de ce manuscrit.

Enfin, le plus intense de mes remerciements revient à Laurent, mon amoureux, pour m'avoir supportée et encouragée pendant ces quatre années. Cette thèse lui est dédiée.

Table des matières

1	Introduction générale	p.1
I	FECONDITE ET ACTIVITE DES FEMMES	p.15
2	Fécondité et activité des femmes : perspectives théoriques	p.17
2.1	Les modèles beckeriens	p.18
2.1.1	Le modèle de « quantité - qualité »	p.19
2.1.2	Le modèle d'allocation du temps	p.20
2.1.3	Synthèse	p.23
2.1.4	Hypothèses restrictives	p.23
2.2	Les modèles sur le cycle de vie	p.25
2.2.1	Généralisation des modèles beckeriens sur le cycle de vie	p.25
2.2.2	Une modélisation dynamique	p.27
2.2.3	Un modèle stochastique qui distingue temps plein et temps partiel	p.28
2.2.4	Synthèse	p.30
2.3	Les modèles de décisions au sein du couple	p.32
2.4	Synthèse	p.35
3	Comment mesurer l'influence causale de la fécondité sur l'activité des mères ?	p.37
3.1	Mesurer l'influence causale de la fécondité sur l'activité des mères : un problème méthodologique	p.38
3.1.1	Une société en mouvement	p.39
3.1.2	Fécondité et activité : les variables omises	p.41
3.1.3	Fécondité et activité : le biais de simultanéité	p.42
3.1.4	Les conséquences pour l'estimation	p.43
3.2	Différentes méthodes empiriques	p.44
3.2.1	L'utilisation de variables de contrôle	p.44
3.2.1.1	La méthode du « toutes choses égales par ailleurs »	p.44
3.2.1.2	Les méthodes d'appariement	p.45
3.2.2	Les méthodes aléatoires	p.46
3.2.2.1	La méthode par échantillonnage aléatoire	p.46
3.2.2.2	La méthode par variable instrumentale	p.47
3.3	Mesurer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères par variable instrumentale	p.51
3.3.1	Les variables instrumentales utilisées dans la littérature	p.51
3.3.2	Les naissances gémellaires	p.52
3.3.3	Le sexe des deux aînés	p.53
3.4	Synthèse	p.57
4	Activité des mères : l'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants	p.59
4.1	La fécondité a-t-elle un impact négatif sur l'activité des mères ?	p.61
4.1.1	Données et statistiques descriptives	p.62
4.1.2	Le sexe des deux aînés	p.66
4.1.3	Modèle et résultats	p.72
4.1.4	Les résultats sont-ils robustes ?	p.77

4.1.5	L'ampleur de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères	p.80
4.1.6	L'impact de la fécondité sur l'activité des pères	p.83
4.2	L'impact de la fécondité sur l'activité des mères varie-t-il en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques ?	p.84
4.2.1	L'âge du benjamin	p.84
4.2.2	Le niveau de diplôme de la mère	p.86
4.2.3	La taille de la ville de résidence	p.89
4.3	Synthèse	p.91
II	FECONDITE ET ACTIVITE DES MERES : L'IMPACT DES POLITIQUES FAMILIALES	p.93
5	Politiques familiales et conciliation entre vie familiale et vie professionnelle	p.95
5.1	Taux d'activité des femmes et taux de fécondité en Europe	p.97
5.2	Les politiques familiales en Europe	p.99
5.2.1	La typologie de Fouquet, Gauvin et Letablier (1999)	p.99
5.2.2	La France : entre modèle « social-démocrate » et modèle « conservateur »	p.101
5.3	Synthèse	p.106
6	Conciliation entre vie familiale et vie professionnelle : l'effet du congé parental rémunéré	p.109
6.1	Revue de littérature	p.113
6.2	Données et statistiques descriptives	p.116
6.3	L'impact de l'Allocation parentale d'éducation sur la participation des mères de deux enfants au marché du travail	p.121
6.4	L'impact de la fécondité sur l'activité des mères	p.124
6.4.1	Modèle	p.125
6.4.2	L'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant	p.128
6.4.3	Estimations par variable instrumentale de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères	p.130
6.4.4	L'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères a-t-il diminué du fait de la réforme ?	p.132
6.4.5	Niveau de diplôme de la mère	p.136
6.4.6	Variante	p.138
6.4.7	L'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères lorsque les naissances gémellaires sont utilisées comme instrument	p.140
6.4.8	L'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères	p.141
6.5	Synthèse	p.144
7	Conciliation entre vie familiale et vie professionnelle : l'effet de l'offre de places en maternelle à deux ans	p.147
7.1	Revue de littérature	p.149
7.2	Données et statistiques descriptives	p.152
7.3	Exogénéité du taux de scolarisation à deux ans et du sexe des deux aînés	p.158
7.4	Modèle	p.162
7.5	Résultats	p.164
7.5.1	L'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant	p.164

7.5.2	Estimations par variable instrumentale de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères	p.167
7.5.3	Variantes	p.170
7.5.4	Niveau de diplôme de la mère	p.172
7.5.5	L'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères	p.174
7.6	Synthèse	p.176
III	OFFRE DE TRAVAIL FEMININ ET INTERACTIONS SOCIALES	p.179
8	Mesure et explications de l'influence sociale sur la participation des femmes au marché du travail	p.181
8.1	Pourquoi expliquer la hausse de l'activité des femmes par les interactions sociales ?	p.183
8.1.1	Définition des interactions sociales et du multiplicateur social	p.183
8.1.2	L'évolution de l'activité des femmes concorde avec la présence potentielle d'interactions sociales	p.185
8.2	Mesure des interactions sociales : la littérature économique et économétrique	p.186
8.2.1	Les interactions sociales globales	p.186
8.2.2	Les interactions sociales locales	p.188
8.2.3	Quelle est la taille pertinente du groupe de référence ?	p.192
8.3	Les apports des autres sciences sociales	p.194
8.3.1	Influences normative et informationnelle	p.195
8.3.2	L'importance des liens faibles	p.197
8.4	Synthèse	p.198
9	Participation des mères au marché du travail et interactions sociales	p.201
9.1	Données	p.204
9.2	Sexe des aînés, fécondité et participation au marché du travail	p.206
9.3	Sexe des aînés et choix du voisinage	p.208
9.4	Sexe des aînés et comportement des voisines	p.211
9.4.1	La réforme de l'Allocation parentale d'éducation en 1994	p.213
9.4.2	Une évaluation des interactions sociales	p.214
9.5	Une réévaluation à partir du trimestre de naissance	p.218
9.5.1	Revue de littérature	p.218
9.5.2	Résultats	p.222
9.6	Analyse exploratoire des interactions sociales à partir de la différence d'âge entre les deux aînés	p.226
9.6.1	Discontinuités dans la participation des mères	p.227
9.6.2	Evaluation des interactions sociales à partir de régressions avec discontinuité	p.228
9.7	Synthèse	p.230
10	Conclusion générale	p.231
	ANNEXES	p.237
	<i>Bibliographie</i>	p.281
	<i>Liste des tableaux</i>	p.297
	<i>Table des figures</i>	p.301

Chapitre 1

Introduction générale

En France, en 1970, 54% des Français pensaient qu'une femme était plus heureuse lorsqu'elle était au foyer¹. Depuis, la question du travail des femmes a évolué et, au niveau européen, un objectif de taux d'emploi des femmes d'au moins 60% a été fixé lors du sommet européen de Lisbonne en mars 2000 dans le cadre de la « stratégie de Lisbonne ». Cet objectif a été réaffirmé fin 2007 au moment de la définition des lignes directrices intégrées pour la croissance et l'emploi pour la période 2008-2010. Les arguments en faveur du développement de l'activité féminine soutenant cette stratégie sont nombreux et ils se situent tant au niveau économique que sociétal.

Du point de vue macroéconomique, l'activité des femmes contribue à la croissance économique par différents canaux. Dans le cadre d'un modèle de croissance, Galor et Weil (1996) montrent que l'activité des femmes augmente le revenu du ménage et donc son épargne, ce qui stimule la croissance économique. Par ailleurs, si différentes externalités poussent les femmes à l'extérieur du marché du travail (normes, discrimination, règlementations), elles sont exclues du processus d'appariement entre offre et demande de travail. Dans ce cas, l'allocation de la force de travail n'est pas guidée par la productivité de chacun et l'équilibre sur le marché du travail est sous-optimal (Klasen et Lamanna, 2008). La participation des femmes au marché du travail permet en effet d'élargir le vivier de recrutement et de sélectionner les meilleurs candidats, indépendamment de leur sexe. De même, en sélectionnant a priori la population pouvant prétendre à certains types de postes, la ségrégation verticale ou horizontale des emplois n'est pas optimale. Récemment, les études empiriques confirment le lien positif entre activité des femmes et croissance économique

¹ Sondage SOFRES « Les femmes et la société » effectué en 1970 auprès des personnes âgées de 21 ans et plus.

(Klasen, 1999, Pissarides, 2006). Plus largement, la performance économique des pays est liée positivement à l'insertion des femmes dans la vie économique : participation au marché du travail, promotion des femmes dans les instances de direction des entreprises ou encore participation à la vie politique (Lopez-Claros et Zahidi, 2005). En tirant partie de la complémentarité des talents féminins et masculins, la diversité permet d'optimiser les décisions prises dans les sphères productive et politique et de stimuler la compétitivité des pays. Dans les entreprises, la présence des femmes favorise la performance organisationnelle en amenant des compétences spécifiques, en rendant le travail de groupe plus performant et créatif et en permettant de mieux comprendre et répondre aux attentes de leur clientèle féminine (Achin et al., 2005). La féminisation des équipes de direction affecte également positivement la performance des entreprises directement par le comportement spécifique de management des femmes et indirectement en permettant une diversification des comportements de leadership (Desvaux et al., 2007 et 2008). En promouvant certaines qualités supposément féminines, cette approche, dite du « business case », renforce néanmoins les représentations sexuées en vigueur.

Dans les prochaines années, le marché du travail français sera confronté à des départs massifs en retraite. Dans ce contexte, la participation des femmes au marché du travail est essentielle afin d'équilibrer d'une part offre et demande de travail, et d'autre part le système de retraite. Le système français de retraite fonctionne par répartition, c'est-à-dire que les actifs d'aujourd'hui financent les pensions des retraités d'aujourd'hui. Avec des départs massifs en retraite, le rapport entre le nombre d'actifs cotisants et le nombre de retraités se détériore et l'équilibre du système de retraite devient précaire. L'activité des femmes pourrait réduire ce déséquilibre en augmentant le nombre d'actifs cotisants.

Du point de vue microéconomique, la participation des femmes au marché du travail permet d'accroître le revenu de leur famille. Les conséquences de ce supplément de revenu sont socialement bénéfiques dans la mesure où le gain salarial des femmes est un facteur important de réduction de la pauvreté des familles et donc des enfants, en particulier dans les familles monoparentales (Letablier et al., 2009). En réduisant le risque de pauvreté, le travail des mères a un effet positif sur le bien-être des enfants (santé, réussite scolaire)².

L'investissement des femmes dans la sphère professionnelle contribue aussi à promouvoir l'égalité entre hommes et femmes sur le marché du travail mais également dans la sphère

² Le travail des mères implique alors de faire garder ses enfants à l'extérieur. Cela ne semble pas avoir d'effet négatif sur le développement des enfants et peut même avoir un effet positif sur celui des enfants de milieux sociaux défavorisés (Letablier et al., 2009).

domestique. D'abord, en assurant leur indépendance financière, les femmes actives se donnent la liberté de pouvoir quitter un mariage qui ne les satisfait pas (Astone et alii., 2002). Ensuite, plus les femmes travaillent, plus les tâches domestiques sont réparties équitablement au sein du ménage, même si les femmes y consacrent toujours plus de temps que les hommes (Anxo et alii., 2002).

Au total, la hausse de l'activité féminine n'améliore pas seulement la situation des femmes, mais celle de la société dans son ensemble en stimulant la croissance économique, en équilibrant le système de retraite, et en réduisant le risque de pauvreté des familles. Au-delà des arguments éthiques en faveur de l'égalité entre hommes et femmes, des arguments économiques solides viennent donc conforter l'intérêt que les femmes participent au marché du travail.

Pourtant, des inégalités perdurent (par exemple, en 2005, 63,8% des femmes âgées de 15 à 64 ans étaient actives contre 74,5% des hommes) et les mentalités évoluent doucement. Dans ce contexte, il est nécessaire d'identifier les éventuels obstacles à une participation des femmes au marché du travail. Parmi ces obstacles, le nombre d'enfants est un candidat naturel. En effet, comme dans la plupart des pays, le taux d'activité des mères françaises diminue à mesure que le nombre d'enfants augmente. L'objet de cette thèse est d'étudier précisément la nature du lien entre nombre d'enfants et activité des mères et d'éclairer les raisons de ce lien.

L'introduction de cette thèse décrit d'abord le lien statistique entre l'activité des mères et le nombre d'enfants afin de justifier l'intérêt du sujet d'étude, puis présente le plan adopté.

1.1 Le lien entre nombre d'enfants et activité des femmes

1.1.1 Evolution de la fécondité et de l'activité des femmes depuis 1970

L'indicateur de fécondité français³ a diminué entre 1970 et 1995, et augmente légèrement depuis (Sardon, 2006) : le nombre d'enfants par femme était de 2,47 en 1970 ; 1,71 en 1995 et

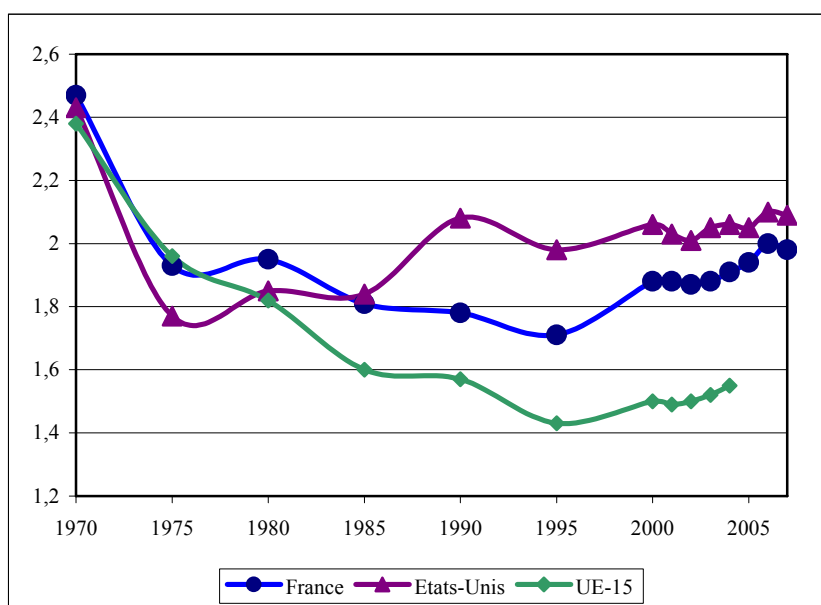
³ « L'indicateur conjoncturel de fécondité est la somme des taux de fécondité par âge une année donnée. Il peut être interprété comme le nombre moyen d'enfants que mettrait au monde une femme si elle connaissait, durant toute sa vie féconde, les conditions de fécondité observées cette année-là. » (Définition de l'Ined). Cet indicateur correspond au nombre d'enfants par femme une année donnée.

1,91 en 2004 (graphique 1.1). En 2004, il était supérieur au niveau moyen pour l'Europe des quinze et légèrement inférieur à celui des Etats-Unis.

Parmi l'ensemble des pays développés, Israël, la Turquie, les Etats-Unis et l'Islande affichent les taux de fécondité les plus élevés avec respectivement 2,9 ; 2,43 ; 2,06 et 2,04 enfants par femme en 2004 (Sardon, 2006). Avec 1,91 enfants par femme, la France était en 2004 le deuxième pays de l'Union Européenne où l'indicateur de fécondité était le plus élevé (après l'Irlande).

En 2005 et 2006, la progression de l'indicateur de fécondité français s'est poursuivie pour atteindre respectivement 1,94 puis 2,0 enfants par femmes (Pla, 2008). Le niveau de 2006 est le plus élevé depuis 30 ans. Malgré un léger repli en 2007, la France se situe au premier rang de l'Union Européenne.

Graphique 1.1 - Evolution de l'indicateur de fécondité 1975-2004



SOURCE : Sardon (2006) jusqu'en 2004 et pour la période 2005-2007, données Insee pour la France et données du Population Reference Bureau pour les Etats-Unis.

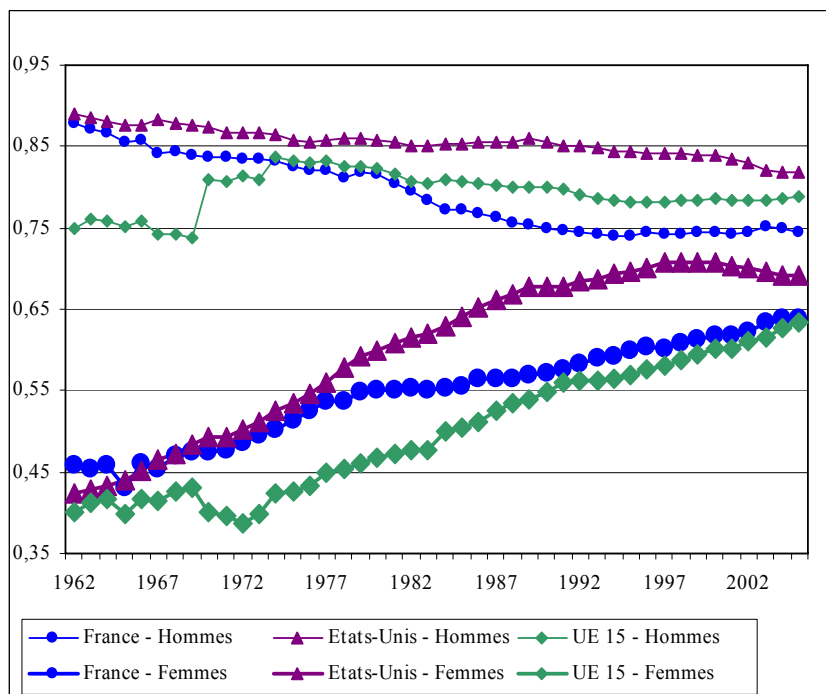
Parallèlement, le taux d'activité des femmes a augmenté depuis les années 1960 dans les pays développés. Ainsi, entre 1962 et 2005, le taux d'activité des femmes de 15 à 64 ans augmentait de 42,5% à 69,2% aux Etats-Unis et de 45,8% à 63,8% en France (graphique 1.2).

Le taux de féminisation⁴ fournit un indice supplémentaire de l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail. D'après le graphique 1.3, en France, depuis 1961, le nombre relatif de femmes sur le marché du travail a progressé continûment pour

⁴ Le taux de féminisation donne la proportion de femmes parmi la population active totale.

atteindre 46,4% en 2005. Même si l'écart des taux d'activité entre hommes et femmes tend à diminuer, les femmes restent donc moins nombreuses à travailler que les hommes.

Graphique 1.2 – Evolution des taux d'activité 1962-2005

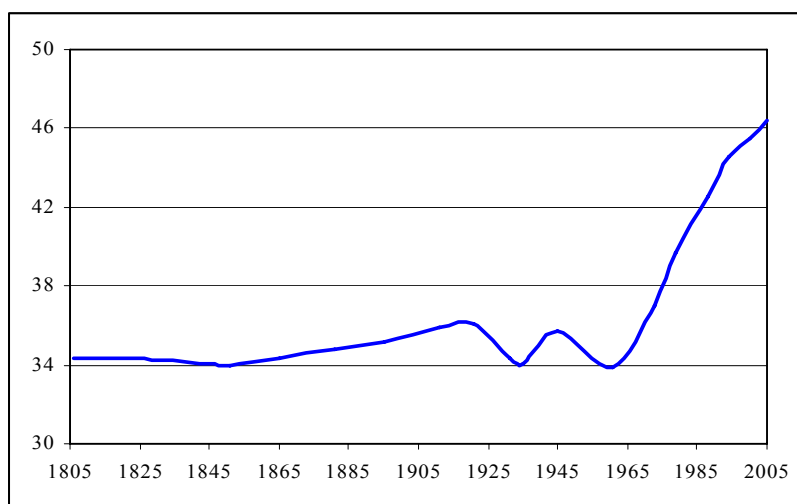


CHAMP : 15-64 ans.

NOTE : le taux d'activité a été calculé en faisant le rapport de la population active concernée sur la population totale concernée. Par exemple, le taux d'emploi des femmes françaises de 15-64 ans = nombre de femmes françaises de 15-64 ans actives / nombre de femmes françaises âgées de 15-64 ans.

SOURCE : OCDE.

Graphique 1.3 - Taux de féminisation entre 1806 et 2005



SOURCE : jusqu'en 1988, Marchand et Thélot (1991), Deux siècles de Travail en France, Insee Etudes ; après 1988, données Insee de la population active.

Au total, jusqu'en 1995, tandis que le nombre d'enfants par femme diminuait, leur taux d'activité augmentait. Depuis, fécondité et activité féminine suivaient une même tendance à la hausse. Ces tendances, très agrégées, cachent néanmoins de fortes disparités.

1.1.2 Taux d'activité des femmes, nombre et âge des enfants

En France, aujourd'hui, le taux d'activité des mères varie avec le nombre et l'âge de leurs enfants alors que le taux d'activité des pères y est insensible. Les mères de trois enfants travaillent significativement moins que les mères d'un ou deux enfants, cette différence étant encore plus nette lorsqu'un des enfants a moins de trois ans. D'après les données de l'Insee (enquête Emploi), en 2005, le taux d'activité des femmes en couple ayant un ou deux enfants, tous âgés de plus de trois ans, est d'environ 80% alors qu'il est seulement de 72% pour les mères de trois enfants ou plus. Lorsqu'au moins un des enfants a moins de trois ans, les taux d'activité des mères d'un, deux, ou trois enfants et plus sont respectivement de 81%, 60%, et 38%. En revanche aucune rupture aussi nette n'apparaît pour les pères dont le taux d'activité reste toujours assez proche de 95% quelque soit le nombre et l'âge de leurs enfants. Le rapport du Conseil d'analyse économique sur l'égalité entre hommes et femmes insiste sur le changement de comportement au sein des couples avec l'arrivée d'enfants : alors que sans enfants, on note une complémentarité entre les durées de travail dans le couple, avec la présence d'enfants de moins de six ans, les comportements des parents s'orientent plutôt vers une spécialisation des rôles. Pailhé et Solaz (2006) soulignent que « 39% des mères qui travaillent déclarent que leur activité a été modifiée par la naissance, qu'il s'agisse d'un changement de statut, d'horaires, d'intensité du travail ou d'un retrait du marché du travail [alors que] ce n'est le cas que de 6% des pères ». De plus, les adaptations professionnelles liées à une naissance croissent pour les mères avec le rang de naissance alors que celles des pères sont stables. Par exemple, pour une troisième naissance, plus de la moitié des mères déclarent avoir modifié leur activité alors que la proportion de pères reste autour de 5%.

1.2 Problématique et plan de thèse

Les statistiques descriptives présentées suggèrent que fécondité et activité des mères sont liées. La question se pose alors de savoir quelle est la nature de ce lien. En particulier, la fécondité a-t-elle un impact causal sur l'activité des mères ? L'étude de cette question fait

l'objet de la première partie de ce travail. La deuxième partie s'intéresse à la manière dont le contexte institutionnel affecte l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères. La troisième partie est consacrée aux interactions sociales susceptibles d'avoir un effet sur la participation des mères au marché du travail.

Les travaux présentés dans cette thèse ont été conduits à partir des enquêtes Emploi réalisées annuellement par l'Insee jusqu'en 2002. Nous utilisons les enquêtes de 1990 à 2002. L'échantillon de l'enquête Emploi est représentatif de la population française métropolitaine âgée de quinze ans et plus et vivant en ménage ordinaire, c'est-à-dire hors foyers, cités universitaires, hôpitaux, maisons de retraite et prisons. Cette enquête comporte deux avantages majeurs : d'une part, elle est riche en termes de variables disponibles (date de naissance, sexe, situation familiale, niveau de diplôme, participation au marché du travail, nombre d'heures travaillées par semaine, nombre, sexe et date de naissance de chaque enfant vivant dans le logement, zone fine d'habitation...); d'autre part, elle comporte un grand nombre d'observations (taux d'échantillonnage=1/300). Cela nous permet à la fois d'utiliser des méthodes économétriques robustes, mais qui requièrent un nombre d'observations suffisant, pour identifier un effet causal, et d'étudier l'effet de différentes variables. Lorsque cela a été possible, nos résultats ont été comparés avec ceux obtenus sur le recensement de la population de 1990 (au 1/4) qui présente l'avantage de contenir davantage d'observations que l'enquête Emploi et donne donc des estimations encore plus précises.

Le chapitre 2 donne quelques éléments théoriques utiles pour guider la réflexion sur la façon dont les femmes décident de travailler ou non, et dont les couples décident d'avoir un certain nombre d'enfants. Dans un modèle néoclassique simple, où les enfants sont considérés comme des biens normaux, lorsque le revenu du ménage augmente, le modèle prédit un accroissement du nombre d'enfants. Par conséquent, lorsque la mère travaille, le revenu du ménage étant plus élevé, le nombre d'enfants devrait l'être aussi. Mais, empiriquement, au niveau individuel, cette corrélation est négative. Pour réconcilier la théorie et l'observation, d'autres modèles théoriques ont été développés. La première partie de ce chapitre porte sur les modèles de Becker, premier économiste à s'être intéressé à la modélisation économique de la décision d'avoir des enfants. Les deux parties suivantes présentent les développements qu'a suscités cette littérature et qui ont permis de progresser sur la compréhension de ce phénomène, et en particulier de l'appréhender sur le cycle de vie et comme résultant d'un processus de négociation au sein du couple. Il en ressort que, lorsque les femmes sont actives,

avoir des enfants représente pour elles un coût d'opportunité d'autant plus grand que le salaire auquel elles doivent renoncer pour élever leurs enfants est élevé. D'un point de vue empirique, les auteurs obtiennent des corrélations négatives entre fécondité et activité des femmes, ce qui ne permet pas d'en déduire une relation de cause à effet.

Alors qu'un nombre important d'études a mis en évidence la corrélation négative entre nombre d'enfants et activité professionnelle des mères, très peu ont réellement démontré qu'avoir plus d'enfants réduisait significativement la participation des mères au marché du travail. Le chapitre 3 expose les difficultés empiriques posées par la mesure de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des femmes, ainsi que les méthodes qui permettent de contourner ces difficultés. L'observation d'une corrélation négative entre nombre d'enfants et activité des mères n'implique pas nécessairement qu'avoir plus d'enfants réduit la participation des mères au marché du travail. Cela pourrait aussi être le résultat de préférences individuelles hétérogènes : certaines femmes préfèrent avoir plus d'enfants et être inactives, tandis que d'autres préfèrent avoir moins d'enfants et être actives. Il est également possible que l'activité professionnelle affecte négativement la fécondité : avoir une activité professionnelle laisse peu de temps pour élever des enfants et conduit certains couples à avoir moins d'enfants qu'ils ne l'auraient souhaité.

Afin de mesurer sans biais l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères, on utilise une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité. Cela permet de comparer le taux d'activité de mères « identiques » qui ne diffèrent que par le nombre d'enfants et donc d'isoler l'effet causal de la fécondité sur leur activité. Nous utilisons, tout au long de cette thèse, la méthode des variables instrumentales. L'étude de la littérature sur le sujet nous a conduit à sélectionner deux instruments disponibles dans les données pour mesurer l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères : le sexe des deux aînés (Angrist et Evans, 1998) et les naissances gémellaires (Rosenzweig et Wolpin, 1980).

Le chapitre 4 propose une évaluation de l'impact d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères françaises à partir de cette méthodologie. En France, les mères de trois enfants ou plus participent significativement moins au marché du travail que les mères d'un ou deux enfants. Dans quelle mesure l'arrivée d'un troisième enfant réduit-elle la participation des mères au marché du travail ?

En France, comme aux États-Unis, les parents ayant deux aînés de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les parents ayant deux aînés de sexe

différent, et dans ce cas, l'activité des mères est réduite. Dans la mesure où le sexe des deux aînés est aléatoire et qu'il n'a pas d'impact sur l'activité des mères autrement que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant, nous l'utilisons comme variable instrumentale pour estimer l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Nous utilisons également les naissances gémellaires de rang deux comme instrument puisqu'elles provoquent un accroissement non anticipé du nombre d'enfants. Les résultats suggèrent qu'avoir plus de deux enfants diminue la probabilité d'activité des mères d'environ 20 points. Lorsque les mères sont en emploi, avoir plus de deux enfants entraîne une diminution significative du nombre d'heures travaillées par semaine (environ 2 heures). L'impact de la fécondité sur la probabilité de travailler à temps partiel est relativement faible (8 points) et est non significatif sur le salaire.

Nous trouvons également que l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères ayant au maximum le baccalauréat. Ces résultats sont cohérents avec d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation qui pèsent particulièrement sur ces mères (Afsa, 1998).

Les estimations d'Angrist et Evans (1998) donnent un effet plus faible du passage de deux à plus de deux enfants sur la participation des mères américaines au marché du travail (environ 10 points). Cette différence pourrait notamment provenir de différences culturelles ou institutionnelles. En particulier, différentes politiques familiales, aidant plus ou moins les parents à concilier leurs responsabilités professionnelles et familiales, pourraient expliquer que les résultats diffèrent selon les pays. L'objectif des chapitres suivants est d'affiner l'analyse en étudiant comment certaines politiques familiales peuvent altérer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères.

Le chapitre 5 expose les différentes politiques familiales françaises et interroge leur effet potentiel en termes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, c'est-à-dire de cumul de responsabilités familiales et professionnelles. D'abord, une comparaison des performances des différents pays européens en termes de fécondité et d'activité des femmes montre que l'un ne se fait pas nécessairement au détriment de l'autre, mais que cela semble tenir en partie aux politiques familiales mises en œuvre dans chacun des pays. En France, ces politiques sont principalement de trois types : les congés indemnisés accordés à la naissance d'un enfant, le congé parental rémunéré et le développement de modes de garde pour les jeunes enfants. Nous dégageons ensuite des hypothèses sur les éléments de politique familiale qui pourraient affecter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Le congé

parental rémunéré français pourrait, par sa longueur et son appropriation quasi-exclusive par les mères, rendre plus difficile la poursuite d'une activité professionnelle pour les mères d'au moins deux enfants. En revanche, la prise en charge par la collectivité de presque tous les enfants à partir de trois ans devrait faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. De même, les possibilités de scolarisation en maternelle à deux ans pourraient aider les mères à rester sur le marché du travail en leur permettant de faire garder leur jeune enfant gratuitement.

Le chapitre 6 vise à tester si l'Allocation parentale d'éducation rend plus difficile la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, dans le sens où elle ne facilite pas l'arbitrage potentiellement contradictoire entre fécondité et activité auquel les parents, et les mères en particulier, sont confrontés. L'Allocation parentale d'éducation est versée aux parents (d'au moins trois enfants jusqu'en juin 1994, et d'au moins deux enfants ensuite) qui réduisent ou interrompent leur activité professionnelle à la naissance d'un enfant, et jusqu'à ses trois ans au maximum. Sous l'hypothèse que l'importance des difficultés de conciliation peut être mesurée par l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous étudions si le congé parental rémunéré altère cet effet.

Parce que la fécondité a un effet causal négatif sur l'offre de travail des mères françaises (chapitre 4), les politiques familiales stimulant la fécondité entraîneraient une réduction de l'activité des mères. Dans ce contexte, il semble qu'évaluer l'effet des politiques familiales françaises sur les termes de l'arbitrage entre fécondité et activité soit pertinent. Cette idée est soutenue par Bernhardt (1993) et plus récemment par Del Boca et al. (2005). A notre connaissance, cette question n'a pas été abordée dans la littérature. En relation avec la question posée, deux types d'études peuvent être distinguées. Un premier type d'études propose des analyses comparatives entre pays pour évaluer comment les politiques familiales altèrent la corrélation entre fécondité et activité des mères (Brewster et Rindfuss, 2000, Thévenon, 2007), mais ces études se concentrent sur des corrélations et non sur des effets causaux. Un second type d'études mesure l'effet des politiques familiales sur la fécondité et/ou l'activité des mères (Piketty, 2005, Laroque et Salanié, 2008), mais n'étudie pas l'interaction entre fécondité et activité des mères.

Nous utilisons l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants (dont un de moins de trois ans) en juillet 1994 pour évaluer cet impact causal. La contribution de ce chapitre est d'utiliser l'interaction entre la réforme de 1994 et la fécondité de rang trois (instrumentée par le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang

deux) pour identifier comment l'Allocation parentale d'éducation altère l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères. Symétriquement, nous évaluons l'effet de la réforme sur l'impact négatif d'avoir plus d'un enfant sur l'activité des mères. Pour cela, nous utilisons l'interaction entre la réforme de 1994 et la fécondité de rang deux (instrumentée par les naissances gémellaires de rang un).

Nous trouvons que lorsque l'Allocation parentale d'éducation est destinée aux parents ayant au moins trois enfants (avant la réforme), le passage de deux à trois enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail. Lorsque les mères de deux enfants sont éligibles (après la réforme), l'effet négatif d'avoir un deuxième enfant sur la participation des mères au marché du travail est accru, tandis qu'avoir plus de deux enfants n'a plus d'effet négatif sur la probabilité d'activité des mères. Au total, l'impact négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères semble très lié au contexte institutionnel. L'impact net du passage de deux à plus de deux enfants sur l'activité des mères (c'est-à-dire expurgé de l'effet de l'Allocation parentale d'éducation) est en réalité très faible voire non significatif.

Le chapitre 7 adopte la même démarche, mais cette fois sur la façon dont les possibilités de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans modifient l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères. Lorsque l'offre de garde gratuite est réduite, le passage de deux à plus de deux enfants peut être d'autant plus difficilement conciliable avec l'activité professionnelle des mères. Pour tester cette hypothèse, nous utilisons le fait que le taux de scolarisation à deux ans en maternelle est extrêmement variable selon les départements de France métropolitaine : à la rentrée 2005, le taux de scolarisation en maternelle à deux ans variait de 4% à 66%.

Nous proposons un modèle de régressions linéaires en deux étapes où l'interaction entre le niveau du taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence et la probabilité d'avoir plus de deux enfants (instrumentée par le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux) permet de comparer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères selon le niveau du taux de scolarisation à deux ans. Les résultats indiquent que dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est faible, avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur l'offre de travail des mères. Au contraire, dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est élevé, avoir plus de deux enfants a un effet non significatif sur l'offre de travail des mères. Cela suggère qu'accroître l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans pourrait faciliter le cumul des responsabilités familiales avec des responsabilités professionnelles.

L'environnement social dans lequel une mère évolue peut également être déterminant de sa décision de participer au marché du travail. L'étude des interactions sociales et de leur influence sur les comportements individuels s'est développée ces dernières années. En particulier, certains travaux anglo-saxons estiment l'effet causal des décisions de participation des femmes au marché du travail sur les décisions de participation des autres femmes de leur environnement social. Les travaux français sur ce thème sont rares, et ne portent pas sur l'activité des femmes. Le sexe des deux aînés est un instrument permettant d'identifier si la décision de participation des femmes au marché du travail est influencée par celle de leurs proches voisines. La troisième partie de cette thèse commence par une présentation de cette littérature et propose ensuite une étude économétrique sur données françaises.

Le chapitre 8 propose une synthèse de la littérature économétrique et psychosociologique qui traite de l'influence sociale sur les décisions d'activité des femmes. La hausse du taux d'activité des femmes dans les pays occidentaux depuis le milieu des années 1960 a été telle que les facteurs contextuels et individuels sont insuffisants pour l'expliquer totalement. Les interactions sociales peuvent créer un effet multiplicateur et expliquer pourquoi le taux d'activité des femmes est extrêmement variable selon la période et le lieu. Les recherches sur le rôle des interactions sociales dans ce processus se sont donc développées.

Les résultats des travaux économétriques indiquent que la présence de femmes actives dans l'environnement social d'une femme l'incite à travailler. D'une part, au niveau macroéconomique, les différences de normes sociales dans le temps et dans l'espace expliquent les variations élevées des comportements d'activité des femmes (Fernandez et Fogli, 2005, Fogli et Veldkamp, 2007). D'autre part, les travaux microéconométriques montrent que les décisions d'activité des femmes sont influencées par les relations interpersonnelles qu'elles entretiennent avec les femmes qu'elles fréquentent (Neumark et Postlewaite, 1998, Fernandez, Fogli et Olivetti, 2004).

Les théories psychosociologiques de l'influence sociale proposent des pistes intéressantes pour identifier les processus via lesquels les comportements individuels sont influencés par les comportements des autres personnes. Elles distinguent en particulier un processus social d'influence normative et un processus cognitif d'influence informationnelle. Si l'on rapproche ces théories des études économiques, il semble que les décisions d'activité des femmes sont influencées à la fois par la norme qui prévaut dans leur groupe social, mais également par

l'information qui se diffuse au sein de leur groupe social et entre les différents groupes sociaux.

Les recherches françaises cherchant à identifier et mesurer les interactions sociales sont très peu nombreuses. Le chapitre 9 propose d'évaluer si les décisions de participation des femmes françaises au marché du travail sont influencées par celles de leurs proches voisines. L'idée est de tester l'existence d'une relation causale entre les décisions de participation des femmes au marché du travail, et non d'une simple corrélation. En effet, montrer que les femmes qui appartiennent à un même environnement social prennent les mêmes décisions de participation au marché du travail n'est pas suffisant (Manski, 1993). Il est possible que cette convergence des décisions provienne du fait qu'elles aient les mêmes préférences et non du fait qu'elles s'influencent entre elles. Afin de montrer que les femmes s'influencent, il faut parvenir à séparer l'effet des interactions sociales des autres effets qui conduisent également à une convergence des décisions.

Pour répondre à cette question, nous utilisons les données de l'enquête Emploi qui permettent d'identifier les petits voisinages : les unités enquêtées sont des aires géographiques d'environ 20 logements adjacents. Notre stratégie d'identification repose sur le fait que la mixité sexuelle affecte significativement la participation des mères au marché du travail. En outre, la mixité sexuelle n'a pas d'effet sur le choix du voisinage et n'est pas corrélée avec les caractéristiques sociodémographiques des autres mères habitant dans le même voisinage. Les variations observées de la proportion de familles ayant des aînés de même sexe d'un voisinage à l'autre peuvent donc être interprétées comme des chocs aléatoires quasi-expérimentaux permettant d'isoler l'influence de la participation au marché du travail des mères du quartier sur la participation individuelle de chacune d'elle. L'analyse économétrique indique que la probabilité qu'une mère ait une activité professionnelle est significativement plus élevée lorsque les autres mères de son voisinage immédiat ont des aînés de sexe différent que dans le cas inverse, et ce quel que soit le sexe de ses propres enfants. Ce résultat suggère un lien causal très étroit entre l'activité des mères du voisinage et l'activité de chacune d'elle prise individuellement. Nos estimations confirment que la participation des voisines au marché du travail a un effet positif et significatif sur la participation individuelle d'une mère, même si l'ampleur précise de cet effet est difficile à évaluer. Les résultats sont confirmés lorsque le trimestre de naissance du second enfant est utilisé comme source d'identification : la probabilité d'activité d'une mère est significativement plus élevée lorsque le second enfant des autres mères de son voisinage immédiat est né en début d'année que dans le cas inverse,

et ce quel que soit le trimestre de naissance de son deuxième enfant. L'influence des interactions sociales sur la décision de participation d'une mère est également identifiée à partir de régressions par discontinuité permettant de tirer parti du fait que lorsque la différence d'âge entre les deux aînés passe de 18-21 mois à 21-24 mois, la participation de la mère au marché du travail chute brutalement.

Le chapitre 10 conclut cette thèse, expose les limites des études menées et propose quelques pistes de recherche.

Première partie

FECONDITE ET ACTIVITE DES FEMMES

Chapitre 2

Fécondité et activité des femmes : perspectives théoriques

La décision des couples d'avoir des enfants semble être liée aux choix d'activité des femmes. Dans la mesure où les taux de fécondité et d'activité des femmes sont corrélés dans la plupart des pays développés, il semble en effet assez peu probable que ces décisions soient prises de manière indépendante. De nombreux chercheurs ont essayé de comprendre comment se prenaient conjointement la décision d'avoir des enfants et la décision d'activité des mères au sein du couple grâce à des modèles théoriques.

Alors que la théorie économique suggère que la taille de la famille et le revenu sont corrélés positivement, la corrélation empirique entre nombre d'enfants par famille et revenu est négative au niveau individuel⁵. Dans un modèle néoclassique simple, où les enfants sont considérés comme des biens normaux, un effet « revenu » est mis en avant : dans la mesure où avoir des enfants représente un coût financier ; lorsque le revenu du ménage augmente, le modèle prédit un accroissement du nombre d'enfants. Par conséquent, lorsque la mère travaille, le revenu du ménage étant plus élevé, le nombre d'enfants devrait l'être aussi. Dans ce cas, le lien entre activité des mères et fécondité est positif. Mais, empiriquement, au niveau individuel, cette corrélation est négative. En moyenne, les mères qui travaillent ont moins d'enfants que les mères inactives. Pour réconcilier la théorie et l'observation, d'autres modèles théoriques ont été développés. Ces modèles visent à expliciter les liens entre la

⁵ Alors que fécondité et travail des mères sont négativement corrélés au niveau individuel, ils le sont positivement au niveau des pays depuis le début des années 1980. La littérature présentée dans ce chapitre traite de la corrélation individuelle. Nous présentons le paradoxe entre corrélation individuelle et corrélation inter-pays au chapitre 5.

décision d'avoir des enfants et le choix d'activité des femmes, et les éléments susceptibles d'affecter ce processus de décision.

L'ambition de ce chapitre n'est pas de faire une présentation exhaustive et détaillée des modèles théoriques étudiés. L'objectif est davantage de proposer un cadre théorique général, utile pour guider la réflexion sur la façon dont les femmes décident de travailler ou non, et dont les couples décident d'avoir un certain nombre d'enfants. Dans ce chapitre, nous présentons de manière synthétique les modèles théoriques qui modélisent simultanément la décision d'avoir des enfants et le choix d'activité des femmes au sein du couple. Nous soulignons en particulier les hypothèses parfois restrictives de ces modèles et les résultats empiriques qu'ils permettent d'obtenir. Ces modèles mettent notamment en évidence un certain nombre d'éléments qui affectent à la fois la décision d'avoir des enfants et le choix d'activité des femmes. La première partie porte sur les modèles de Becker, premier économiste à s'être intéressé à la modélisation économique de la décision d'avoir des enfants. Les deux parties suivantes présentent les développements qu'a suscités cette littérature en termes de modélisation sur le cycle de vie et de modélisation de la prise de décision au sein du couple.

2.1 Les modèles beckeriens

La théorie économique de la fécondité a été introduite par Becker (1960, 1965) et développée successivement par Becker et Lewis (1973), Willis (1973) et Becker (1981, 1992). Becker utilise les théories qu'il a développées pour expliquer, par exemple, le recul de la fécondité dans les pays industrialisés depuis les années 1960 et les écarts de fécondité entre différents pays ou régions. Becker a principalement proposé deux arguments théoriques pour expliquer la corrélation négative entre l'activité des mères (ou le revenu du ménage) et la fécondité :

- Il a d'une part introduit la distinction entre la qualité et la quantité d'enfants (Becker, 1960, Becker et Lewis, 1973, Willis, 1973). Les parents ont des préférences sur le nombre d'enfants qu'ils ont et sur le niveau d'éducation qu'ils leur donnent (qui est associé à un niveau de dépense par enfant). La décision des ménages d'avoir des enfants résulte d'un arbitrage entre la qualité et la quantité d'enfants : à revenu constant, accroître le nombre d'enfants réduit leur qualité. Dans ce cas, quand le

revenu augmente, le ménage peut préférer accroître la qualité des enfants plutôt que le nombre d'enfants. Des hausses de revenu peuvent ainsi réduire la fécondité si l'élasticité du revenu par rapport à la qualité des enfants est suffisamment supérieure à l'élasticité du revenu par rapport au nombre d'enfants ;

- Becker s'est également intéressé au coût d'opportunité que représentent les enfants en terme de temps (Mincer, 1963, Becker, 1965, Willis, 1973). Élever des enfants prend du temps et ce temps est principalement pris par les mères. Les femmes disposent d'un temps total inextensible qu'elles doivent répartir entre plusieurs activités : activité professionnelle, soins aux enfants et loisir. Du fait de cette contrainte temporelle, une hausse de salaire peut réduire la demande d'enfants. En effet, plus le salaire est élevé, plus le coût d'opportunité d'y renoncer pour élever des enfants est élevé. Cet argument repose sur un effet de substitution : lorsque le salaire s'accroît, l'offre de travail s'accroît, ce qui réduit le temps disponible pour s'occuper des enfants, et donc la demande d'enfants.

2.1.1 Le modèle de « quantité - qualité »

Le modèle de « quantité - qualité » de Becker et Lewis (1973) donne un cadre théorique permettant d'analyser la décision des ménages d'avoir des enfants. Il est fondé sur l'arbitrage que font les parents entre quantité et qualité des enfants. Le ménage maximise sa fonction d'utilité qui dépend du nombre d'enfants, de leur qualité (qui est ici la même pour tous les enfants), et de la quantité d'autres biens consommés, sous sa contrainte budgétaire. Les conditions de premier ordre indiquent que :

- le prix implicite des enfants par rapport à leur nombre (c'est-à-dire le prix d'un enfant supplémentaire, à qualité constante) est d'autant plus élevé que la qualité est élevée. Une hausse du nombre d'enfants est d'autant plus coûteuse que la qualité des enfants est grande ;
- le prix implicite des enfants par rapport à leur qualité (c'est-à-dire le prix d'une unité de qualité supplémentaire, à nombre d'enfants constant) est d'autant plus élevé que le nombre d'enfants est élevé. Une hausse de la qualité est ainsi d'autant plus coûteuse que le nombre d'enfants est grand.

Comme dans le modèle néoclassique, les auteurs supposent que les enfants sont des biens normaux, c'est-à-dire que l'élasticité revenu est positive : un accroissement du revenu entraîne une hausse de la demande de quantité et de qualité des enfants. Dans ce modèle, les

effets de revenu sont plus complexes que dans le modèle néoclassique qui ne distingue pas la quantité et la qualité des enfants et qui mesure la variation de la demande d'enfants à prix constants. Dans le modèle de « quantité – qualité », du fait de l'interaction entre quantité et qualité, les prix varient suite à une variation de revenu. En effet, lorsque le revenu augmente, la demande de quantité et de qualité des enfants s'accroît, ce qui entraîne une hausse des prix implicites des enfants, et donc à nouveau une variation de la demande de quantité et de qualité des enfants. Avec ce raisonnement « à deux étapes », les auteurs trouvent des élasticités « revenus » inférieures aux élasticités prédites par le modèle standard. En effet, la hausse des prix implicites entraîne un effet de substitution : l'accroissement de la demande de quantité et de qualité, intervenu dans un premier temps (suite à la hausse de revenu) se réduit, tandis que la demande d'autres biens de consommation (dont le prix n'a pas varié) s'accroît. Par conséquent, la hausse nette des demandes de quantité et de qualité des enfants, suite à une hausse de revenu, est inférieure à la hausse prévue dans le modèle néoclassique. Ainsi, l'effet net d'une variation de revenu sur la demande de quantité et de qualité dépend d'une part des élasticités revenus « directes », et d'autre part, du degré de substituabilité entre la quantité et la qualité des enfants avec les autres biens. Les auteurs font l'hypothèse que l'élasticité revenu « directe » de la qualité est supérieure à l'élasticité de la quantité : dans un premier temps, lorsque le revenu s'accroît, la demande de qualité s'accroît plus que la demande de quantité. Dans ce cas, l'effet net d'une hausse de revenu est plus grand sur la qualité que sur la quantité, sauf si, après la hausse des prix implicites, la substitution entre la quantité et les autres biens entraîne une réduction de la demande de quantité bien moindre que la substitution entre la qualité et les autres biens. L'effet sur la quantité peut même être négatif : si l'élasticité revenu « directe » entraîne une hausse de la quantité plus faible que la baisse induite par la substitution entre la quantité et les autres biens, un accroissement de revenu peut entraîner une réduction du nombre d'enfants.

En introduisant la dimension « qualité », le modèle de Becker et Lewis (1973) peut reproduire la corrélation individuelle négative entre revenu des ménages (et donc activité des femmes) et fécondité.

2.1.2 Le modèle d'allocation du temps

Le modèle de Becker (1965) offre une autre explication à la relation négative entre l'activité des femmes et la fécondité. Il est basé sur l'idée générale selon laquelle, au-delà du coût direct que représente une activité (aller au théâtre, dîner au restaurant, élever des

enfants...), ces activités ont un coût en temps. En effet, le temps passé à pratiquer ces activités n'est pas travaillé et nécessite donc de renoncer à la partie correspondante de salaire. Il y a donc un coût d'opportunité en terme de salaire à pratiquer ces activités. Par conséquent, le coût total des consommations est supérieur au coût du marché. Dans son modèle, Becker (1965) introduit donc le coût en temps afin de tenir compte du coût d'opportunité qu'il représente. L'hypothèse centrale des modèles de coût d'opportunité de Becker est la suivante : "The value of the time of parents, especially of mothers, is a major cost of having and rearing children. Therefore, [...] it is not surprising that the number of children a family has is strongly negatively related to the mother's value of time, as measured by her wage if she is in the labor force" (Becker, 1974). Par conséquent, la fécondité est inversement proportionnelle au niveau de salaire de la mère.

Le prix de la consommation est donc la somme de prix directs et indirects. Le revenu maximal (revenu lorsque tout le temps disponible est alloué au travail) est dépensé soit directement par l'achat de biens marchands, soit indirectement par le renoncement à un revenu, c'est-à-dire en allouant une partie du temps à la consommation plutôt qu'au travail. Les ménages n'allouent pas tout leur temps au travail et se privent d'un revenu monétaire afin d'accroître leur utilité : ils échangent un revenu monétaire contre un revenu « psychologique ». Par exemple, les parents peuvent décider de réduire leur activité pour s'occuper de leur jeune enfant tant que cela accroît leur utilité. Ce processus se poursuit tant que la perte d'utilité résultant du renoncement à une unité de salaire est inférieure au gain d'utilité résultant du plaisir de s'occuper de ses enfants. Comme avoir des enfants représente un coût monétaire et temporel, il y a un arbitrage entre le temps que le ménage décide de consacrer au travail pour avoir un revenu et les élever, et le revenu auquel le ménage renonce pour avoir le temps de les élever.

L'introduction de ce coût d'opportunité complique l'analyse de l'élasticité revenu. L'effet revenu standard indique que si le revenu augmente, la demande de biens augmente. Mais si la consommation de ces biens est coûteuse en temps et nécessite de renoncer à une partie du revenu, quel est l'effet net d'une hausse de revenu sur ces consommations ? Lorsque le salaire s'accroît, deux effets se conjuguent : un effet revenu et un effet de substitution. Suite à une hausse de salaire, l'effet revenu correspond au fait que la hausse du pouvoir d'achat entraîne une hausse de la consommation de tous les biens, et donc une augmentation du temps consacré à leur consommation : le temps alloué à la consommation s'accroît tandis que le temps travaillé diminue. L'effet « pur » de substitution va dans l'autre sens. Une hausse de salaire compensée par une baisse des autres revenus n'accroît pas le pouvoir d'achat mais

substitue les sources de revenu. Ceci accroît le coût d'opportunité de renoncer à un salaire et donc d'allouer du temps à la consommation. Par conséquent le temps alloué à la consommation diminue et le temps alloué au travail augmente. Ainsi, lorsque le revenu augmente, l'effet revenu entraîne une hausse de la demande d'enfants et l'effet de substitution une baisse de la demande d'enfants. L'effet net d'une hausse de salaire sur la demande d'enfants et sur les heures travaillées dépend de l'importance relative de l'effet de substitution et de l'effet revenu⁶.

Becker étudie aussi l'effet d'une hausse des prix de marché, par exemple, celui du coût de la garde. L'effet revenu correspond à une baisse du pouvoir d'achat qui entraîne une diminution de la demande d'enfants et une hausse du temps travaillé. L'effet de substitution correspond à une hausse du prix relatif de faire garder ses enfants à l'extérieur par rapport à les garder soi-même. Relativement, le coût d'opportunité de renoncer à une partie du salaire diminue. L'effet de substitution entraîne donc une hausse de la demande d'enfants et une baisse de l'offre de travail. Au total, les parents sont confrontés à l'arbitrage suivant : travailler plus pour compenser la hausse du coût de la garde, ou travailler moins pour économiser ce coût. L'effet net dépend du salaire de la mère sur le marché du travail (c'est elle qui, le plus souvent, fait cet arbitrage) et donc du coût d'opportunité à y renoncer, relativement à la hausse du coût de la garde.

Dans le modèle, la corrélation négative entre activité des femmes et fécondité s'explique par le coût d'opportunité que représente le temps passé à élever des enfants. Ce coût d'opportunité est d'autant plus élevé que le salaire auquel les femmes peuvent prétendre sur le marché du travail est élevé : plus ce salaire est élevé, plus le coût d'opportunité d'y renoncer sera grand, et plus le nombre d'enfants sera réduit. Cette théorie conduit à distinguer deux types de femmes : les femmes ayant un salaire élevé qui ne renoncent pas à leur activité et ont moins d'enfants (contrainte de temps), et les femmes ayant un salaire potentiel faible qui y renoncent et ont un plus grand nombre d'enfants.

⁶ Cette conclusion est très proche de celle du modèle d'offre de travail néoclassique dans lequel les ménages doivent arbitrer entre travail et loisir. Le modèle néoclassique est un cas particulier du modèle de Becker où le coût du bien appelé loisir est uniquement constitué d'un coût en temps (donc de renoncement à un salaire) et le coût des autres biens d'un prix de marché. Becker considère des biens composites coûteux en temps et en biens. Par conséquent, alors que la théorie traditionnelle est liée à un arbitrage entre les différents types de biens, la théorie de Becker inclut un arbitrage pour la consommation de chaque bien (qui nécessite à la fois du temps et du revenu). L'approche par le coût d'opportunité (revenu auquel le ménage renonce pour allouer du temps à la consommation) est plus pertinente pour l'analyse économique car la plupart des activités sont composites : en particulier, le soin aux enfants, coûteux temporellement et monétairement, est mieux appréhendé dans le cadre des biens composites de Becker.

2.1.3 Synthèse

Le modèle d'allocation du temps de Becker permet d'étendre l'analyse de l'effet du salaire sur la taille de la famille qu'il a développée dans les modèles de « quantité - qualité ». Becker (1960) souligne que lorsque le revenu s'accroît, les dépenses du ménage augmentent davantage parce que les ménages se tournent vers des biens d'une plus grande qualité, plutôt que vers l'accroissement des quantités consommées : l'élasticité revenu de la qualité est plus grande que l'élasticité revenu de la quantité. Lorsque le revenu s'accroît, les dépenses pour les enfants augmentent davantage du fait d'une hausse des dépenses par enfant que d'une hausse du nombre d'enfants. Dans le modèle d'allocation du temps, Becker ajoute que le coût d'opportunité du temps croît avec le revenu : plus le revenu est élevé plus il est coûteux d'y renoncer. Or, élever des enfants est relativement coûteux en temps et donc en terme de renoncement à un salaire par rapport à la consommation d'autres biens. Donc plus le salaire est élevé, plus avoir des enfants est coûteux. Lorsque le salaire augmente, les activités moins intensives en temps se substituent aux activités plus intensives. Dans ce cas, le nombre d'enfants augmente moins que la demande d'autres biens (dont la qualité des enfants) : la substitution entre le nombre d'enfants et les autres biens est donc plus forte que la substitution entre la qualité des enfants et les autres biens.

Au total, l'élasticité revenu nette de la quantité est plus faible pour le nombre d'enfants que pour les autres biens. Ainsi, lorsque le revenu augmente, la demande d'enfants augmente moins que la demande d'autres biens, et peut éventuellement diminuer. Ces modèles fournissent donc des éléments théoriques de compréhension de la corrélation empirique négative entre fécondité et activité des mères (revenu du couple).

2.1.4 Hypothèses restrictives

Les modèles à la Becker contiennent des hypothèses restrictives quant à l'utilité que procurent les différentes activités. Ainsi, le travail n'est envisagé que comme une activité pénible réduisant l'utilité mais permettant d'avoir un revenu⁷. A l'inverse, l'utilité de la mère s'accroît avec le temps qu'elle passe avec ses enfants. En réalité l'arbitrage entre travail et temps dédié aux enfants est plus complexe du fait de l'hétérogénéité des préférences.

⁷ L'hypothèse de désutilité du travail est standard dans les modèles microéconomiques néoclassiques : l'utilité instantanée décroît avec le nombre d'heures travaillées. C'est cette hypothèse qui conduit à l'arbitrage travail-loisir.

De plus, la famille considérée est unitaire : il n'y a qu'un individu « couple » qui gagne un salaire. L'arbitrage entre travail et fécondité se fait en fonction de ce salaire unique, alors qu'en réalité la différence de salaire entre le mari et la femme peut clairement influencer le choix d'activité de la femme. Typiquement, il est relativement moins coûteux (en termes de renoncement à un salaire) que la mère arrête de travailler lorsque l'écart entre les deux salaires est important que lorsqu'il est faible. Becker ne parle que succinctement des implications de son modèle en terme de division du travail entre les membres d'un ménage. Selon lui, les membres les plus efficaces dans les activités de marché alloueraient moins de temps aux activités domestiques que les autres membres. Un accroissement relatif de l'efficacité productive d'un des membres conduirait à une réallocation du temps entre les membres du couple : celui dont l'efficacité productive s'est accrue travaille davantage, et l'autre réduit son temps de travail. Cette analyse pourrait, sous certaines conditions, réconcilier la théorie de Becker avec les modèles de négociation dans le couple et expliquer en partie la hausse de la participation des femmes au marché du travail. En effet, si on interprète l'efficacité relative des membres du couple dans les activités de marché comme étant l'écart entre leurs salaires potentiels sur le marché du travail, alors la hausse de l'éducation des femmes, ou par exemple la baisse de la discrimination ont pu accroître leur efficacité productive relative. L'efficacité productive relative correspondrait dans les modèles de négociation au pouvoir de négociation. Dans ce cas, les femmes acquièrent plus de poids dans la négociation au sein du ménage et la répartition des temps de chacun entre temps de travail et temps domestique est réallouée. Néanmoins, la théorie de Becker d'allocation des activités au sein du couple s'éloigne de la réalité puisque la hausse de l'activité des femmes ne s'est pas vraiment faite par une réallocation du temps entre les membres du ménage : certes, l'activité des hommes a un peu baissé, mais cela ne constitue en aucun cas la contrepartie de la hausse de l'activité des femmes. En outre, le partage des activités domestiques ne s'est pas rééquilibré dans les mêmes proportions, et plus qu'un rééquilibrage entre les membres du couple, on assiste à une externalisation des tâches domestiques, ce qui n'est pas envisagé dans le modèle de Becker. Nous analyserons les modèles de négociation au sein du couple dans la troisième partie.

Enfin, les modèles à la Becker sont statiques alors que les variables étudiées décrivent des processus séquentiels s'insérant dans le cadre du cycle de vie. Par exemple, des changements de revenus peuvent modifier le calendrier des naissances voire le nombre d'enfants. Les modèles que nous étudions dans la seconde partie permettent d'appréhender les décisions d'activité et de fécondité comme des décisions sur le cycle de vie. La contribution essentielle

de ce type de modèles est de mettre en avant l'importance de l'agencement temporel de ces décisions.

2.2 Les modèles sur le cycle de vie

2.2.1 Généralisation des modèles beckeriens sur le cycle de vie

Robinson et Tomes (1982) formulent un modèle à deux régimes afin d'étudier la décision d'avoir des enfants et les choix d'activité dans la famille sur le cycle de vie. Comme Becker (1965), ils considèrent qu'une partie significative du temps des mères est dévolue aux enfants.

Ils étendent le modèle de Becker (1965) en considérant un modèle sur longue période, au cours du cycle de vie, dans lequel l'offre de travail du mari et le nombre d'enfants sont endogènes. Le ménage maximise au moment du mariage sa fonction d'utilité à une période sur son horizon de vie commune sous sa contrainte budgétaire. La fonction d'utilité dépend notamment de la quantité et de la qualité endogène des enfants. Les agents sont en situation d'information parfaite : ils déterminent leurs choix en considérant la totalité de leur chronique de revenus, sur l'ensemble de leur vie. La contrainte temporelle est écrite sur le cycle de vie : le temps total disponible est la somme du temps total passé sur le marché du travail par les deux époux et du temps total passé dans la sphère domestique. La seule « solution en coin » possible concerne le travail des femmes : elles peuvent ne pas travailler du tout sur leur cycle de vie alors que les hommes sont supposés travailler au moins à un moment sur leur cycle de vie. L'idée est que considérer un modèle sur le cycle de vie plutôt qu'un modèle statique peut modifier les conclusions standard sur le coût d'opportunité en temps que représente la présence d'enfants sur l'offre de travail des mères. Selon les auteurs, le coût d'opportunité en temps est vraisemblablement plus important pour les enfants d'âge préscolaire, alors que le coût financier s'accroît avec l'âge des enfants. Sur le cycle de vie, l'importance relative de ces deux coûts et leurs conséquences nettes sur l'activité des femmes sont donc ambiguës.

Les auteurs distinguent deux régimes selon que l'épouse a déjà travaillé ou non : dans une première sous-population, les femmes n'ont jamais travaillé, dans une seconde, elles ont au moins travaillé pendant une période. A partir d'une comparaison entre les deux régimes, ils analysent le coût d'opportunité en temps que représente la présence d'enfants en termes de salaire pour les mères. Leurs résultats théoriques indiquent que les comportements de fécondité et d'offre de travail des familles diffèrent selon que la femme a déjà travaillé ou

non. En raisonnant sur le cycle de vie, ils ne retrouvent pas le résultat de Becker selon lequel le salaire féminin a un effet négatif sur la fécondité. Dans les familles où la femme est active pendant au moins une période sur son cycle de vie, plus le salaire est élevé, plus le nombre d'enfants est important. Un accroissement de salaire a théoriquement deux effets opposés sur la demande d'enfants : le coût financier que représentent les enfants induit un effet positif du salaire sur la demande d'enfants, alors que le coût d'opportunité en temps que représentent les enfants induit un effet négatif du salaire sur cette demande. Au total, sur le cycle de vie, les estimations empiriques sur le recensement canadien de 1971 indiquent que l'effet positif du revenu l'emporte. En contrôlant des biais de sélection pouvant affecter la partition entre les deux régimes (méthode d'Heckman (1979)), les auteurs trouvent qu'un accroissement du salaire de la femme sur son cycle de vie accroît le nombre final d'enfants. Cependant cet effet n'est significatif qu'au seuil de 10%. En revanche, lorsqu'ils divisent l'échantillon selon la participation courante de la femme, leur modèle conforte le résultat standard selon lequel le salaire et le nombre d'enfants sont corrélés négativement. Dans ce cas, le coût d'opportunité en temps est plus important et l'effet négatif du salaire sur le nombre d'enfants l'emporte. D'après les auteurs, leur résultat suggère que, lorsqu'ils sont jeunes, les enfants représentent un coût d'opportunité en temps d'autant plus grand pour les mères que leur salaire est élevé (ce qui peut expliquer la corrélation négative entre nombre d'enfants et participation courante), mais que globalement, sur le cycle de vie, cet effet n'est pas dominant, et que l'effet positif du coût financier des enfants l'emporte.

Ils s'intéressent également à la coordination des temps domestiques dans le couple : quand l'un des conjoints accroît son temps domestique, l'autre augmente-t-il le sien ou le réduit-il ? Autrement dit, les temps domestiques des conjoints sont-ils complémentaires ou substituables ? L'effet du revenu d'un des époux sur l'offre de travail de l'autre époux (élasticité croisée) est ambigu. Les auteurs supposent que l'élasticité directe est positive : si le salaire d'un des conjoint augmente, son offre de travail augmente. L'effet revenu d'une hausse du salaire d'un époux réduit l'offre de travail de l'autre époux. L'effet de substitution dépend directement de la coordination des temps des conjoints. Ainsi, si le temps de la femme et du mari sont complémentaires (utilisés de façon intensive dans la consommation ou la production du même bien domestique), l'effet de substitution entraîne une baisse du temps alloué par le conjoint à la sphère domestique et donc une hausse de son offre de travail. En revanche, si le temps de la femme et du mari sont des substituts (utilisés de façon intensive dans la consommation ou la production de biens domestiques différents, en cas de spécialisation des rôles par exemple), l'effet de substitution entraîne une baisse de l'offre de

travail du conjoint. En résumé, si on suppose que les temps des époux sont des substituts, l'effet de substitution est négatif, et une hausse de revenu d'un des conjoints entraîne une diminution de l'offre de travail de l'autre conjoint. En revanche, si les temps des époux sont complémentaires, l'effet de substitution est positif, et comme l'effet revenu est négatif, l'effet net est indéterminé. Les résultats empiriques indiquent qu'un accroissement du salaire du mari sur le cycle de vie accroît la probabilité que la femme travaille au moins pendant une période. L'élasticité croisée du revenu du mari par rapport à l'offre de travail de la femme est positive : les temps de la femme et du mari sont complémentaires. En revanche, un accroissement du salaire courant du mari réduit la probabilité que la femme travaille durant cette période.

Ces résultats, issus d'un modèle de cycle de vie, sont très différents des résultats issus d'un modèle statique où l'on considère simplement l'activité courante. La participation courante et la participation sur le cycle de vie sont deux dimensions différentes de l'offre de travail.

2.2.2 Une modélisation dynamique

Moffitt (1984) présente un modèle où demande de fécondité et offre de travail de la femme sont modélisées conjointement (l'offre de travail du mari est exogène). La contribution de ce papier est triple. D'une part, les décisions sont modélisées sur le cycle de vie : le calendrier, c'est-à-dire l'agencement des décisions dans le temps compte. Le profil de fécondité et d'offre de travail est aussi choisi en fonction du revenu permanent (espéré) plutôt qu'en fonction du revenu courant. Moffitt introduit une contrainte sur le calendrier des naissances afin que le couple ne puisse pas faire le nombre d'enfants désiré d'un seul coup et aboutir au stock désiré immédiatement. D'autre part, l'évolution du salaire sur le cycle de vie est endogène : elle dépend des choix successifs d'offre de travail et donc de l'accumulation d'expériences, elles-mêmes liées aux choix de fécondité. L'accumulation de capital humain se fait par une équation du type « learning by doing » : travailler à une date accroît le stock de capital humain et donc le salaire potentiel dans le futur. Enfin, l'hétérogénéité des préférences est prise en compte (estimation par maximum de vraisemblance).

Comme dans les modèles précédents, le temps de la femme est contraint : avoir des enfants accroît son temps domestique, ce qui réduit son temps de loisir et / ou de travail, et dans le second cas son revenu courant. Avoir des enfants représente donc un coût d'opportunité. Dans le modèle de Moffitt, du fait de l'équation d'accumulation de l'expérience, avoir des enfants a également un coût d'opportunité en terme d'expérience non

acquise et réduit donc les revenus futurs espérés. Les parents peuvent également jouer sur l'agencement dans le temps des naissances puisque Moffitt fait l'hypothèse que les soins nécessaires aux enfants (et donc le coût d'opportunité qu'ils représentent) décroissent avec l'âge.

Moffitt estime les équations en forme réduite de salaire, de fécondité et d'offre de travail de la femme issues du problème d'optimisation intertemporelle à partir de données de panel (National Longitudinal Survey of Young Women)⁸. Ses résultats indiquent que les taux de fécondité s'accroissent pendant les trois premières années de mariage puis diminuent, que les taux d'activité des femmes décroissent pendant les six premières années de mariage puis augmentent, et qu'un accroissement du profil de revenu des femmes réduit le profil de fécondité et accroît leur profil d'activité. Contrairement à Robinson et Tomes (1982), Moffitt prend en compte le coût d'opportunité que représentent les enfants en terme d'expérience non acquise par la femme sur le marché du travail et trouve une relation de long terme négative entre fécondité et activité. Une hausse du profil de fécondité entraîne une baisse temporaire du profil d'activité et permanente des salaires. L'effet de la fécondité se réduit avec le temps mais chaque naissance additionnelle réduit le niveau des salaires de façon permanente.

2.2.3 Un modèle stochastique qui distingue temps plein et temps partiel

Francesconi (2002) propose un modèle d'optimisation dynamique à horizon fini et choix discrets en environnement incertain. Le cadre théorique qu'il développe combine les caractéristiques des modèles d'accumulation de capital humain sur le cycle de vie avec offre de travail endogène (Weiss, 1972 ; Heckman, 1976 ; Weiss et Gronau, 1981) et les caractéristiques des modèles de coût d'opportunité (Becker, 1965 ; Willis, 1973 ; Heckman et Willis, 1976 ; Hotz, 1980). Comme dans le modèle de Moffitt (1984), les choix d'activité successifs conduisent à l'accumulation d'une expérience (endogène) qui affecte les salaires futurs et donc la participation future. Avoir des enfants entraîne à la fois un coût (mesuré par la perte de revenu présente et future de la mère) et un surcroît d'utilité⁹.

⁸ Son échantillon est constitué de femmes mariées. Il dispose de données de fécondité pour la période 1965-1975 et de données d'activité et de salaire pour la période 1968-1973.

⁹ Un accroissement du nombre d'enfants accroît l'utilité instantanée, mais plus le nombre d'enfants est grand et moins cette hausse est importante : l'utilité marginale est décroissante. Ainsi, passer de deux à trois enfants provoque un surcroît d'utilité plus grand que si on passe de trois à quatre enfants. L'utilité marginale du nombre d'enfant est hétérogène : elle varie selon les femmes via un paramètre de goût (choc stochastique). Les décisions d'avoir des enfants résultent d'un arbitrage entre l'utilité que les enfants procurent et le coût qu'ils entraînent. Elles s'arrêtent lorsque le coût marginal excède l'utilité marginale.

L'originalité de cet article est double. D'une part, Francesconi (2002) modélise conjointement les décisions d'activité et de fécondité dans un cadre dynamique et stochastique : à chaque étape, les femmes, confrontées à des chocs exogènes sur leur revenu courant¹⁰, prennent une décision d'activité et décident ou non d'avoir un enfant. D'autre part, l'auteur distingue le travail à temps plein du travail à temps partiel. Francesconi (2002) suppose que l'expérience acquise dans un « secteur » (temps plein / temps partiel) est plus ou moins transférable dans l'autre « secteur ». Ainsi, dans le modèle proposé, à un moment donné, la participation au marché du travail des femmes dans un secteur accroît le stock de capital humain spécifique à ce secteur, qui affecte le salaire futur potentiel dans les deux secteurs (avec un taux de rendement différent) et qui influe alors sur les décisions d'avoir des enfants et les choix d'activité. A chaque période, les femmes choisissent entre trois états sur le marché du travail (inactivité, travail à temps partiel ou travail à temps plein) et deux états de fécondité (jusqu'à 40 ans). Pour une femme donnée, les décisions courantes de fécondité et d'activité dépendent de toute la chronique passée de ses décisions (d'éducation, de fécondité et d'activité) qui définissent l'état du monde. Le modèle est résolu par la programmation dynamique¹¹.

Il estime les paramètres structurels de son modèle sur données américaines (National Longitudinal Survey) de 1968 à 1991¹². L'auteur dégage trois résultats principaux. D'une part, l'auteur trouve une persistance importante des choix de travail à temps plein : la probabilité de rester à temps plein à la période suivante est de 85%. Ceci est dû au fait que l'expérience acquise à temps plein a un effet positif important sur les revenus ce qui incite fortement les femmes à rester à temps plein. En revanche, compte tenu du fait que l'expérience acquise à temps partiel a peu d'effet sur les salaires à temps partiel, la persistance dans les emplois à temps partiel est plus faible : la probabilité de rester à temps partiel à la période suivante est de 58%. D'autre part, l'auteur trouve une relation négative entre les

¹⁰ Il s'agit de chocs technologiques qui créent des fluctuations de revenus indépendantes du processus de décision individuel.

¹¹ La programmation dynamique sert à résoudre les problèmes qui satisfont au principe d'optimalité de Bellman (1955) : une sous-trajectoire d'une trajectoire optimale est elle-même optimale pour la fonction objectif restreinte aux trajectoires ayant pour origine celle de cette sous-trajectoire. Si de (t+1) à T ans, la chronique des décisions est optimale et que en t, les décisions le sont également, la chronique des décisions de t à T ans est optimale. Ce principe permet de déterminer la solution optimale d'un problème à partir des solutions de tous les sous-problèmes (méthode du « backward induction » : résolution de la dernière période puis des périodes précédentes jusqu'à la période initiale).

¹² L'échantillon est constitué des femmes blanches qui se sont mariées à au moins 19 ans et une seule fois sur la durée de l'enquête (765 observations). L'étude concerne donc une sous-population spécifique. L'auteur indique que son échantillon est composé à 50% de femmes ayant un avantage comparatif sur le marché du travail et une faible fécondité. Son échantillon n'est donc pas représentatif de la population ce qui peut biaiser à la hausse les décisions de participation et à la baisse les décisions de fécondité mais il ne teste ni le sens ni l'importance du biais. Les conclusions ne peuvent être étendues aux autres femmes.

aptitudes salariales et la préférence pour les enfants : les femmes ayant un profil de revenus élevé sont celles ayant l'utilité marginale des enfants la plus faible ; inversement, les femmes ayant la préférence pour les enfants la plus forte sont celles ayant les profils de revenus les plus bas. Enfin, travail à temps plein et travail à temps partiel sont peu substituables : il semble plus facile de substituer intertemporellement du loisir (que du travail à temps partiel) à du travail à temps plein. Par conséquent, l'emploi à temps partiel ne constitue pas un pont viable entre l'inactivité et l'emploi à temps plein pour les femmes au moment des maternités¹³. En effet, passer à temps partiel plutôt que d'interrompre son activité au moment des maternités n'amortit pas les pertes de revenus. Toute expérience de temps partiel pendant un an à la naissance d'un enfant tend à réduire les profils de revenus des mères qui reviennent à temps plein. L'effet est identique à celui d'une interruption temporaire d'un an au moment de la naissance. Il trouve également qu'arrêter de travailler pendant cinq ans à la naissance d'un enfant avant de reprendre un emploi à temps plein a un effet plus long et négatif sur le profil de revenu qu'un arrêt d'un an, mais a un effet identique à un passage à temps partiel pendant cinq ans. Cette similarité entre interruption et passage à temps partiel pourrait s'expliquer par l'absence de rationnement de la demande de travail dans le modèle : lorsque les femmes reprennent un travail à temps plein, elles trouvent immédiatement du travail. En réalité, elles courent un risque de chômage qui peut être, toutes choses égales par ailleurs, plus élevé après cinq ans d'interruption qu'après cinq ans de travail à temps partiel.

2.2.4 Synthèse

En tenant compte du processus décisionnaire sur le cycle de vie, les modèles dynamiques donnent des analyses plus réalistes des comportements de fécondité et d'activité des femmes que les modèles statiques à la Becker. Notamment, ces modèles mettent en avant l'importance de considérer le revenu permanent plutôt que le revenu courant pour étudier la décision d'avoir des enfants. Des tests du Khi-2 montrent que l'ajustement du modèle aux données observées est meilleur lorsque la dynamique et l'hétérogénéité inobservée des goûts et des aptitudes sont prises en compte (Francesconi, 2002). Cette approche permet également de faire des prévisions quant aux comportements de fécondité et d'activité des femmes face à

¹³ Les résultats indiquent également que les rendements croisés de l'expérience sont plus faibles que le rendement direct pour le travail à temps complet et plus élevés que le rendement direct pour le travail à temps partiel. Ainsi, quand la femme travaille à temps complet, l'expérience à temps partiel accroît le revenu dans une moindre proportion que l'expérience à temps plein. En revanche, quand la femme travaille à temps partiel, l'expérience à temps complet accroît davantage le revenu que l'expérience à temps partiel.

tout changement de l'état du monde, c'est-à-dire du contexte dans lequel les décisions sont prises, même si celui-ci est invariant dans les données utilisées¹⁴.

Le défaut de ce type d'approche est que le modèle est une approximation du « vrai » modèle. Il peut donc être mal spécifié et conduire à des conclusions erronées. L'estimation d'un modèle structurel est lourde en pratique : le problème d'optimisation dynamique doit être résolu numériquement pour définir les règles de décision optimales de toutes les femmes. Une restriction importante est que les femmes sont supposées résoudre le modèle d'optimisation, ce qui semble peu réaliste. De plus, il n'y a pas d'incertitude : même dans le modèle stochastique de Francesconi (2002), les chocs transitoires ne sont pas corrélés avec les décisions d'avoir des enfants et d'activité (qui dépendent seulement du revenu permanent). Or, s'il est assez probable que le revenu permanent ait le plus grand impact, les chocs transitoires ont sûrement un effet non nul qui n'est pas pris en compte. Ceci est d'autant plus vrai que les risques de chômage sont élevés. Cette méthode conduit aussi à faire un nombre élevé d'hypothèses restrictives sur les comportements humains et les conditions dans lesquelles ils prennent leurs décisions, ce qui peut fausser les résultats et donc les conclusions que l'on en tire. Par exemple, le fait que les couples contrôlent leur fécondité finale sans coût et que les naissances sont anticipées sans erreur semble relativement irréaliste : les coûts de contraception et les aléas de fécondité peuvent affecter la descendance finale et les décisions d'activité des femmes. De plus, la contrainte budgétaire inclut un coût fixe par enfant identique quels que soient le nombre d'enfants et leur âge. Or, comme le suggèrent Becker et Hotz et Miller (1988), il est assez vraisemblable que le coût monétaire des enfants varie avec l'âge, ce qui peut modifier la décision d'avoir des enfants et l'offre de travail des femmes. L'absence de marché financier est également une hypothèse relativement réductrice. Dans le modèle, les ménages ne peuvent ni emprunter ni épargner : leurs choix à une période donnée sont contraints par les revenus de cette période. Or, les comportements d'offre de travail des femmes autour de la naissance peuvent être liés à l'épargne disponible ou aux dettes détenues par le ménage.

Enfin, ces modèles donnent une vision restrictive du processus de décision qui s'opère au sein d'un couple formé de deux adultes qui peuvent avoir des préférences différentes. Les modèles qui ont guidé l'analyse empirique du comportement de la famille permettent d'expliquer la hausse de l'offre de travail des femmes et la baisse de la fécondité par l'accroissement des opportunités des femmes sur le marché du travail et donc du coût

¹⁴ Il faut supposer dans ce cas que les paramètres structurels sont exogènes, c'est-à-dire que la modification du contexte ne fait pas varier les différentes élasticités.

d'opportunité que représente le temps passé par les femmes dans la sphère domestique. Mais ces modèles considèrent une forme spécifique de famille et des arrangements au sein du couple qui ne sont pas toujours adaptés. Il est supposé que les membres de la famille ont un ensemble de préférences communes ce qui les conduit automatiquement à regrouper leurs ressources individuelles. Une littérature théorique sur la prise de décision dans la famille s'est développée afin de mieux appréhender les décisions d'avoir des enfants, de division du travail entre conjoints (et en particulier l'offre de travail des femmes), et de répartition des revenus au sein du couple.

2.3 Les modèles de décisions au sein du couple¹⁵

Dans le modèle unitaire, la fonction d'utilité familiale est commune aux deux membres du couple. Il n'y a donc pas de négociations au sein du couple pour prendre les décisions. Les décisions sont prises de façon optimale par un dictateur altruiste. L'hypothèse de préférences communes peut se justifier soit par le fait que les membres du couple ont les mêmes préférences, soit par le fait qu'il y a un membre dominant qui prend les décisions et alloue les gains du mariage à l'autre membre¹⁶. Le revenu familial est constitué des revenus du travail des deux conjoints et de leurs revenus hors travail. La répartition de ce revenu global entre les conjoints est supposée exogène, déterminée par le « dictateur altruiste ». La présence de ce « dictateur altruiste » permet de passer de fonctions d'utilité individuelles à une fonction d'utilité collective sans expliciter le problème théorique et empirique que pose l'agrégation des préférences. En réalité, les membres d'un couple n'ont pas nécessairement les mêmes préférences et la mise en commun des ressources résulte d'un processus de négociation (Chiappori, 1992 et Bourguignon et Chiappori, 1992).

Les modèles de jeux coopératifs (Manser et Brown, 1980, McElroy et Horney, 1981) adaptent le modèle unitaire pour prendre en compte les préférences distinctes des membres du couple. Ceci crée ex ante une situation de potentiel désaccord entre les conjoints sur la répartition des revenus et la division du travail. Une négociation entre les membres du couple permet de résoudre les conflits d'intérêts et d'arriver à une répartition Pareto-efficente.

¹⁵ Voir Sofer (1999) pour une revue de littérature plus détaillée des modèles de prise de décision dans la famille.

¹⁶ L'hypothèse est que seul ou dans une autre union, chaque agent aurait eu une utilité plus faible. Le mariage conduit donc à un surcroît d'utilité que le « dictateur altruiste » répartit entre les membres du couple.

Les conjoints coopèrent sur la fonction « objectif » à maximiser. Cette fonction dépend du point de menace de chaque conjoint, c'est-à-dire de l'utilité que chaque conjoint peut obtenir dans la situation de référence individuelle (en cas de séparation). Individuellement, aucun des deux n'accepte de se retrouver en deçà de son point de menace : il est nécessaire que la mise en couple accroisse l'utilité individuelle. Les allocations envisageables dans le mariage sont restreintes à celles qui bénéficient aux deux époux, c'est-à-dire pour lesquelles l'utilité de chaque époux est supérieure au point de menace. Plus la situation individuelle en cas de séparation est favorable (point de menace élevé), plus le pouvoir de négociation de l'individu au sein du couple est élevé. Ceci lui permet d'obtenir une répartition des revenus plus favorable que dans le cas où son point de menace est faible. Le ménage maximise le produit des surcroûts d'utilités individuelles procurés par l'appartenance au couple. L'accord sur le processus de négociation conduit à un équilibre de Nash.

Schultz (1990) teste l'hypothèse restrictive du modèle unitaire qui consiste à supposer que les revenus non salariaux du mari et de la femme sont simplement agrégés et ont le même effet sur leurs décisions d'offre de travail et de fécondité. Son modèle est basé sur le travail de McElroy et Horney (1981). Dans ce modèle, certaines ressources sont négociables, c'est-à-dire contrôlées par les individus et non par le ménage. Ces ressources « négociables » augmentent le pouvoir de négociation de l'individu dans le couple (point de menace). Plus les ressources « négociables » détenues par un des membres du couple augmentent, plus le coût d'opportunité du mariage est élevé. L'équivalent naturel des ressources « négociables » est le revenu non salarial. Une hausse du revenu non salarial du mari ou de la femme accroît son « point de menace » et donc son pouvoir de négociation. L'apport de revenus non salariaux supplémentaires par la femme pourrait entraîner une diminution de son offre de travail, alors que si ce même apport était fait par son mari, l'effet sur son offre de travail serait différent et probablement plus faible. Schultz (1990) teste l'adéquation des modèles néoclassiques et de jeux coopératifs sur données thaïlandaises. Les résultats indiquent que les revenus non salariaux des époux ont un effet différent sur l'offre de travail des deux membres du couple.

La faiblesse de ce type de modèle est que le processus de négociation n'est pas modélisé (et donc supposé exogène), qu'il n'y a qu'un point de menace par individu, et que l'aspect dynamique du processus de négociation dans le ménage n'est pas considéré.

Les modèles de jeux non coopératifs (Haddad et Hoddinot, 1995, Bergstrom, 1996, et Lundberg et Pollack, 1996) ont tenté de résoudre ces insuffisances. Le nombre de périodes est fini et à chaque période, les deux membres du couple négocient la répartition des revenus et la

division du travail. Dans le modèle de Bergstrom (1996), trois équilibres sont possibles à chaque période : le divorce, une situation de conflit dans le ménage, et une situation d'entente dans le ménage. Dans ce cas, il existe deux points de menace : la situation en cas de divorce, et celle en cas de mésentente. Le divorce se réalise si l'utilité obtenue par un des membres du couple en cas de divorce est supérieure à l'utilité qu'il pourrait obtenir pour toute répartition acceptable pour son conjoint. Il y a mésentente si l'utilité obtenue par un des membres du couple en cas de mésentente est supérieure à l'utilité qu'il pourrait obtenir en cas d'entente avec son conjoint. Dans ce type de modèles, la modélisation est complexe et les équilibres obtenus diffèrent peu de ceux obtenus dans les jeux coopératifs. Les tests empiriques n'ont pas permis de discriminer entre les jeux coopératifs et les jeux non coopératifs.

Les modèles de contrat conjugal (Carter et Katz, 1997, Cudeville et Recoules, 2008) sont une variante des jeux non coopératifs. Ils visent à explorer le processus de décision au sein du couple et comment celui-ci varie en fonction du contexte (politiques publiques, normes sociales). Suivant le contexte, le pouvoir de négociation et le point de menace des membres du couple changent. Ceci affecte l'issue de la négociation, la répartition des activités (domestiques, productives) et des ressources. Ce type de modèle rend compte du processus d'évolution des normes sociales. Dans le modèle de Cudeville et Recoules (2008), lorsque le salaire féminin s'accroît, le temps consacré par la femme au marché du travail augmente et le nombre d'enfants diminue. Les auteurs introduisent ensuite de la discrimination sur le marché du travail : à niveaux de capital humain et temps de travail identique, le salaire de la femme est inférieur à celui de l'homme. Si la discrimination augmente, les époux sont incités à coopérer davantage : les transferts monétaires de l'homme vers la femme augmentent, la femme réduit son temps de travail et le nombre d'enfants augmente. Ils transmettent dans ce cas une vision du couple à leurs enfants où les femmes se spécialisent dans la sphère domestique et les hommes dans la sphère marchande.

Les jeux avec règle de partage (Chiappori, 1992, Bourguignon et Chiappori, 1992, et Bourguignon, Brown, Chiappori et Lechêne, 1994) constituent un compromis entre les jeux coopératifs et non coopératifs. Ils contiennent les jeux coopératifs ainsi que certains jeux non coopératifs. Ils supposent que les décisions prises conduisent à un équilibre Pareto-optimal mais pas nécessairement à un équilibre de Nash. Il s'agit donc de situations dans lesquelles on ne peut pas améliorer simultanément la situation des deux membres du couple : si la situation d'un membre du couple est améliorée, la situation de son conjoint se détériore. Il est possible

qu'un des membres du couple accroisse son utilité individuelle en déviant unilatéralement de cet équilibre. Mais on suppose que le choix de la vie en couple est lié à un minimum de coopération et d'altruisme pour que les agents ne dévient pas unilatéralement de l'équilibre. Les hypothèses restent très fortes : la décision d'avoir des enfants n'est pas traitée et, dans Bourguignon et alii (1994), l'offre de travail de chaque conjoint est exogène.

Clark, Couprie et Sofer (2004) trouvent que les modèles collectifs sont plus proches des données observées que le modèle unitaire. En particulier, ils confirment sur données anglaises que l'hypothèse de mise en commun du revenu hors travail n'est pas vérifiée. Ainsi, l'attribution de revenus de transfert peut affecter différemment l'offre de travail des membres du couple selon l'identité du bénéficiaire au sein de la famille.

2.4 Synthèse

La théorie économique s'est largement intéressée à l'interdépendance des décisions des couples d'avoir des enfants et des femmes de travailler. Les modèles développés ont permis de progresser sur la compréhension de ce phénomène, et en particulier de l'appréhender sur le cycle de vie et comme résultant d'un processus de négociation au sein du couple. La théorie économique permet de guider le travail empirique dans la mesure où les paramètres estimés, qui s'insèrent dans un modèle de comportement, sont facilement interprétables. L'apport principal de ces modèles est de fournir une explication théorique à la relation négative entre fécondité et activité des femmes. Il en ressort que, lorsque les femmes sont actives, avoir des enfants représente pour elles un coût d'opportunité d'autant plus grand que le salaire auquel elles doivent renoncer pour élever leurs enfants est élevé. Ce salaire auquel elles doivent renoncer est d'autant plus élevé qu'elles travaillent à temps plein, que l'expérience qu'elles ont accumulée est grande et que les rendements de l'expérience sont importants.

Les modèles théoriques présentés dans ce chapitre sont toutefois insuffisants pour résoudre la problématique centrale de cette thèse qui est d'étudier et de mesurer explicitement l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères. En effet, la première motivation de ces modèles est d'étudier comment un certain nombre de variables affecte d'une part les décisions d'activité des femmes, et d'autre part la décision des couples d'avoir des enfants. Pour cela, les théoriciens s'attachent à modéliser au mieux le processus de décision des individus, en tenant compte de la détermination conjointe des décisions d'activité et de fécondité, mais ils ne mesurent pas précisément l'impact de la fécondité sur l'activité des mères.

D'un point de vue empirique, les auteurs obtiennent des corrélations entre fécondité et activité des femmes et ne peuvent pas en déduire une relation de cause à effet. Les modèles tiennent compte des interactions entre fécondité et activité en amont, mais les résultats ne donnent pas l'effet causal de la fécondité sur l'activité. En effet, dans les équations d'activité estimées, la fécondité n'est pas explicative. Par exemple, Francesconi (2002) trouve que les femmes ayant les meilleures aptitudes sur le marché du travail font moins d'enfants, mais il n'explique pas si elles font moins d'enfants parce qu'elles ont un avantage comparatif sur le marché du travail ou si c'est parce qu'elles veulent moins d'enfants qu'elles s'impliquent davantage dans la sphère professionnelle. Or, un des objectifs de cette thèse est précisément de mesurer et d'expliquer l'impact de la fécondité sur l'activité.

Pour cela, nous adopterons une démarche empirique. Le chapitre qui suit vise à exposer d'une part le problème empirique que pose la mesure de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des femmes, et d'autre part différentes méthodes de résolution de ce problème.

Chapitre 3

Comment mesurer l'influence causale de la fécondité sur l'activité des mères ?

La question de la mesure empirique de l'influence causale du nombre d'enfants sur l'activité des mères est au centre de cette thèse. L'objectif de ce chapitre est de présenter les enjeux méthodologiques d'une telle question.

Dans les pays développés, alors que le taux d'activité s'accroît depuis les années 1960, le nombre d'enfants par femme diminue. Le raisonnement le plus simple conduirait à conclure que la hausse de la participation des femmes au marché du travail a entraîné une baisse de l'indice de fécondité. Pour que les femmes s'investissent davantage dans la sphère professionnelle, les couples ont pu être contraints à renoncer à avoir le nombre d'enfants souhaité. Cette explication est soutenue par les modèles théoriques : élever des enfants prend du temps, et plus les femmes sont insérées sur le marché du travail, plus elles ont un salaire élevé et plus le coût d'opportunité d'y renoncer pour élever des enfants est grand. Cependant, cette thèse est tempérée par les faits puisqu'un certain nombre d'études (Bowen et Finnegan, 1969 et Goldin, 1990) montre que la hausse de l'activité des femmes ne peut s'expliquer uniquement par une hausse de leur salaire. L'accroissement de la participation des femmes au marché du travail n'est donc pas simplement le résultat d'un arbitrage entre salaire et nombre d'enfants.

De plus, d'autres arguments peuvent expliquer la simultanéité de la croissance de l'activité des femmes et de la décroissance de la fécondité. Ces évolutions sont apparues en même temps qu'un certain nombre d'autres phénomènes tels que la hausse du niveau d'études des femmes, leur prise d'autonomie et la diffusion de la contraception ; autant d'éléments qui peuvent expliquer que les femmes se soient investies davantage dans la sphère professionnelle

d'une part, et que les couples aient eu moins d'enfants d'autre part. Il est donc possible que la corrélation entre fécondité et activité des femmes soit fallacieuse, c'est-à-dire qu'il n'existe pas de relation causale entre ces deux phénomènes mais simplement une coïncidence de leur évolution.

Au-delà de ces éléments historiques, aujourd'hui encore, la probabilité d'activité d'une femme est d'autant plus faible qu'elle a un nombre important d'enfants. La question se pose alors de savoir si cela est simplement le résultat de préférences individuelles hétérogènes : certaines femmes préfèrent avoir plus d'enfants et être inactives, tandis que d'autres préfèrent avoir moins d'enfants et être actives. Ou si la fécondité affecte négativement l'activité : avoir plus d'enfants rend l'exercice d'une activité professionnelle difficile et conduit un certain nombre de mères à renoncer à leur activité professionnelle. Ou encore si l'activité professionnelle affecte négativement la fécondité : avoir une activité professionnelle laisse peu de temps pour élever des enfants et conduit certains couples à avoir moins d'enfants qu'ils ne l'auraient souhaité.

Ce chapitre vise à identifier les méthodes permettant de discriminer entre ces différentes explications potentielles à la corrélation entre fécondité et activité des femmes, et en particulier, celles permettant de mesurer l'effet causal du nombre d'enfants sur l'activité. Nous exposons dans la première partie les différentes interprétations qui peuvent être données à cette corrélation ainsi que le problème méthodologique que cela pose quant à la mesure de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des femmes. Dans une seconde partie, les différentes méthodes empiriques pouvant permettre de résoudre cette difficulté sont exposées et analysées. En particulier, le choix de recourir à une variable instrumentale est justifié. Enfin, dans la troisième partie, les différentes variables instrumentales ayant été utilisées dans la littérature pour mesurer l'effet causal de la fécondité sur l'activité sont présentées et discutées.

3.1 Mesurer l'influence causale de la fécondité sur l'activité des mères : un problème méthodologique

Depuis les années 1960, le taux d'activité des femmes a augmenté et leur taux de fécondité a diminué. De plus, aujourd'hui, le taux d'activité des femmes dépend encore du nombre et de l'âge de leurs enfants. Pour autant, cela signifie-t-il que la fécondité a un impact

négalif sur l'activité des mères ? Cela n'est pas évident. La relation négative existant entre l'activité féminine et la fécondité ne provient pas nécessairement d'un effet causal négatif de la fécondité sur l'activité des femmes. En particulier, trois mécanismes alternatifs pourraient éclairer le lien négatif entre fécondité et activité des femmes.

D'abord historiquement, d'autres éléments, tels que l'amplification des divorces, ont pu produire conjointement un effet négatif sur la fécondité et positif sur l'activité des femmes. D'autres éléments que la diminution de la fécondité pourraient donc expliquer que les femmes soient entrées massivement sur le marché du travail. Ensuite individuellement, d'autres éléments, tels que le niveau de diplôme de la femme ou les valeurs transmises par ses parents, pourraient expliquer que les femmes ayant plus d'enfants ont un taux d'activité plus faible. Enfin, plutôt qu'un effet causal négatif de la fécondité sur l'activité des femmes, il est possible que ce soit l'activité des femmes qui affecte négativement la fécondité : en s'impliquant davantage sur le marché du travail, les femmes ont peut-être renoncé à avoir le nombre d'enfants qu'elles souhaitaient. L'interprétation de la corrélation négative entre activité des femmes et fécondité est donc ambiguë (Browning, 1992).

Nous exposons ci-dessous ces trois explications alternatives, ainsi que les problèmes méthodologiques qui en découlent, pour estimer sans biais l'impact causal de la fécondité sur l'activité.

3.1.1 Une société en mouvement

Depuis les années 1960, les sociétés occidentales ont connu de profonds changements qui ont modifié les conditions dans lesquelles les femmes décident ou non de travailler et les ont conduites directement ou indirectement à se présenter de plus en plus sur le marché du travail.

En France avant la deuxième Guerre mondiale, la législation défavorisait explicitement le travail des femmes, notamment mariées¹⁷. Depuis 1945, la législation évolue dans le sens de plus d'égalité entre hommes et femmes. Parallèlement, les évolutions en termes d'éducation, de vie sociale (évolution du Code civil), du rôle des femmes au sein de la famille ou encore de participation des femmes à la vie politique, ont à la fois soutenu et résulté de la participation croissante des femmes au marché du travail. En même temps que l'activité des femmes augmentait, leur niveau d'études croissait. Elles ont pu également mieux contrôler leurs

¹⁷ Par exemple, la loi de 1931 interdit certains emplois dans les ministères aux femmes ; en 1932, débute une campagne contre le travail féminin ; en 1934, le travail des femmes mariées est la cible d'attaques du ministre du travail ; en 1938, une prime pour la femme au foyer est créée.

maternités ou encore demander le divorce. Elles ont également obtenu le droit de vote et la reconnaissance juridique de leurs droits individuels¹⁸.

Ainsi l'évolution de la participation des femmes au marché du travail coïncide avec l'évolution de divers domaines de la société. Cet enchevêtrement de transformations qu'ont vécu les femmes ces cinquante dernières années rend l'étude des déterminants causaux de l'activité féminine excessivement complexe.

Dans les années 1960, la théorie économique néoclassique attribue la hausse de l'offre de travail des femmes à l'accroissement des salaires réels au cours du temps. Selon cette théorie basée sur un arbitrage entre travail et loisirs, les femmes se porteraient davantage sur le marché du travail du fait qu'on leur propose des salaires plus élevés. Bowen et Finegan (1969) trouvent cependant sur données américaines que le modèle néoclassique standard explique seulement 25% de la hausse de l'offre de travail des femmes pour la période 1948-1965 et n'est donc pas adapté à la période d'après-guerre. Qui plus est, dans les années 1970, le modèle néoclassique est vivement critiqué dans la mesure où, alors que le salaire réel n'augmente plus, le travail des femmes continue de progresser. Le modèle néoclassique ne permettant pas d'expliquer complètement l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail, les économistes ont proposé d'autres explications. Goldin (1990) confirme que l'importance du revenu comme facteur explicatif de l'offre de travail des femmes a diminué tout au long du 20^{ème} siècle : le comportement d'activité des femmes serait de moins en moins sensible aux variations de revenu. Leur décision d'entrer sur le marché du travail proviendrait alors d'autres facteurs que le facteur financier. Goldin attribue la hausse du travail des femmes en grande partie à des effets de cohortes (niveau d'éducation, nombre de naissances...) qui semblent très significatifs. Ceci dit, du fait de la concomitance des évolutions considérées, il est hasardeux d'interpréter certains éléments comme étant les causes et les autres comme étant les conséquences. Les résultats de Goldin mettent simplement en évidence le fait que l'évolution de l'activité féminine est liée à l'évolution de leur fécondité et de leur niveau d'éducation, c'est-à-dire que ces phénomènes s'influencent mutuellement. En outre, Goldin et Katz (2002) insistent sur l'effet révolutionnaire de la pilule contraceptive, qui a facilité l'implication des femmes dans une carrière professionnelle en éliminant les risques de grossesse non souhaitée, résultat suggérant l'existence d'un effet causal de la fécondité sur l'activité des mères.

¹⁸ L'incapacité juridique des femmes mariées consacrée par le Code civil de 1804 est supprimée en 1938.

3.1.2 Fécondité et activité : les variables omises

La relation entre fécondité et activité est également complexe car la décision d'avoir des enfants et l'offre de travail ont des déterminants communs. Certaines caractéristiques individuelles affectent simultanément les choix de fécondité et de participation des femmes au marché du travail. Par exemple, comme la théorie économique le suggère, une hausse du coût d'opportunité que représentent les enfants, mesuré par exemple par le niveau d'étude de la mère, est associée à un nombre d'enfants plus faible et à une probabilité d'activité plus élevée (Carliner et al, 1984, Moffitt, 1984, Rosenzweig et Schultz, 1984). Empiriquement, à mesure que le niveau de diplôme des femmes européennes a augmenté, l'âge à la première maternité s'est élevé et le taux de fécondité a diminué (Gustafsson, 2005). Rosenzweig et Schultz (1984) trouvent également que plus le salaire du mari est élevé, plus le nombre d'enfants est grand et l'activité de la mère faible. Plus généralement, le niveau de vie des parents est lié à un nombre d'enfants plus faible et une participation féminine au marché du travail accrue (Moffitt, 1982, DeVaney, 1983). La corrélation négative entre fécondité et activité pourrait donc provenir, au moins en partie, des influences antagonistes qu'exercent certaines caractéristiques individuelles sur la fécondité et l'activité des femmes.

Déduire une relation de causalité entre fécondité et activité des femmes est donc assez difficile. Pour estimer sans biais l'impact causal de la fécondité sur l'activité des femmes, il faudrait pouvoir comparer la situation sur le marché du travail d'une femme qui a un enfant supplémentaire avec sa situation si elle n'avait pas eu cet enfant¹⁹. Le problème est que la situation alternative n'est pas observée : si la femme a eu cet enfant supplémentaire, on n'observe pas quelle aurait été sa situation en l'absence de cet enfant ; de même, si elle n'a pas eu cet enfant, on ne connaît pas quelle aurait été sa situation si elle l'avait eu.

Comparer directement la situation des femmes ayant eu un enfant supplémentaire avec celle des femmes ne l'ayant pas eu conduit à confondre deux effets : l'effet de la naissance d'un enfant supplémentaire et les différences de composition des populations. En effet, la naissance d'un enfant supplémentaire résulte d'un choix individuel, choix qui n'est pas indépendant de la manière dont les femmes évaluent les conséquences de choix. Les femmes qui font ce choix ont des caractéristiques individuelles spécifiques qui les distinguent des

¹⁹ Dans cette partie, pour pouvoir raisonner de manière générale, on raisonnera systématiquement sur deux groupes de femmes : celles qui ont eu un enfant supplémentaire et celle qui n'ont pas eu d'enfant supplémentaire. Plus précisément, il s'agit ici de comparer la situation sur le marché du travail des femmes qui ont eu $n + 1$ enfant avec celles qui ont eu n enfants. On cherche alors une façon d'identifier les conséquences du passage de n à $n + 1$ enfants.

autres, on parle alors de biais de sélection. Admettons par exemple que les femmes qui ont décidé d'avoir un enfant supplémentaire sont également celles qui préfèrent rester au foyer pour élever leurs enfants. Alors, si parmi les femmes ayant un enfant supplémentaire, la proportion de femmes inactives est plus importante, on ne sait pas si c'est parce qu'elles ont eu cet enfant supplémentaire ou du fait de leurs caractéristiques personnelles, qui font que, avec ou sans enfant supplémentaire, elles auraient fait le choix de l'inactivité.

3.1.3 Fécondité et activité : le biais de simultanété

Une autre difficulté pour identifier l'effet causal de la fécondité sur l'activité est que ces décisions s'influencent mutuellement. Intuitivement, on peut penser qu'une femme décide de ne pas travailler parce qu'elle désire un nombre important d'enfants. Mais on peut aussi faire valoir le fait qu'ayant des enfants, elle décide de suspendre son activité professionnelle. Difficile donc de dire si le choix de travailler ou non est la cause ou la conséquence de la décision d'avoir un certain nombre d'enfants.

Les études sur ce sujet ne permettent pas de trancher cette question. La plupart des travaux mettent en évidence un effet négatif de la participation des femmes au marché du travail sur la fécondité, mais cet effet n'est pas toujours significatif. L'effet de la fécondité sur l'activité est encore moins clairement identifié et dépend fortement des variables d'intérêt considérées. Hout (1978) considère d'une part la participation courante au marché du travail et d'autre part une mesure « courante » du nombre d'enfants (nombre d'enfants de moins de deux ans). Il trouve que la fécondité a un effet significativement négatif sur l'activité des mères. En considérant le nombre d'enfants total et la participation courante au marché du travail, DeFronzo (1980) et Link et Settle (1981) reportent quant à eux un effet non significatif de la fécondité sur l'activité, alors que Schultz (1978) repère un effet significativement négatif. A partir de données sur le nombre d'enfants total et l'offre de travail de long terme, Smith-Lovin et Tickamer (1978) identifient un effet négatif de la fécondité sur l'activité, tandis que Fleisher et Rhodes (1979) trouvent un effet positif.

Au total, le débat concernant l'impact de la fécondité sur l'activité des mères est loin d'être clos. En effet, les difficultés techniques exposées dans cette partie sont relativement complexes à contourner en pratique.

3.1.4 Les conséquences pour l'estimation

Étudier l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères est compliqué parce que le nombre d'enfants est endogène : d'une part, il est influencé par certaines des mêmes forces (notamment inobservables) que celles qui influencent l'offre de travail elle-même (variables omises) ; et, d'autre part, il est influencé par l'offre de travail des femmes (simultanéité).

Lorsque les variables explicatives sont endogènes, la technique statistique usuelle (les moindres carrés ordinaires) donne des estimations biaisées de l'effet causal de la variable explicative sur la variable expliquée. L'idée est que lorsqu'on mesure le lien entre activité des femmes et fécondité, le résultat obtenu n'équivaut pas à l'effet pur de la fécondité sur l'activité, mais à l'effet de toutes les caractéristiques des femmes qui font que ces deux variables évoluent simultanément. Par exemple, les femmes qui travaillent et qui ont peu d'enfants peuvent partager certaines caractéristiques qui les ont conduites à la fois à travailler et à avoir peu d'enfants. Ceci accroît artificiellement le lien entre activité et fécondité. Si toutes ces caractéristiques communes étaient observables, on pourrait raisonner « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire mesurer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères à caractéristiques observables constantes. Toutefois, certaines caractéristiques inobservables sont également à l'origine d'une concomitance des comportements de fécondité et d'activité.

L'effet de la fécondité sur l'activité des femmes peut être modélisé de la façon suivante :

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

où y_i est la variable d'activité (égale à 1 si la femme est active, 0 si elle est inactive), x_i une mesure de la fécondité (égale à 1 si la femme a eu $n + 1$ enfant(s), 0 si elle a n enfant(s)) et ε_i la perturbation. Avec I observations, en notant,

$$X = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ . & 1 \\ x_I & 1 \end{pmatrix} \text{ et } Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ . \\ y_I \end{pmatrix}$$

L'estimateur de β par les moindres carrés ordinaires s'écrit sous forme matricielle :

$$\hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1} X'Y \quad (3.2)$$

Dans ce modèle, la variable explicative x_i est endogène, c'est-à-dire qu'elle n'est pas orthogonale aux perturbations ($E(x'\varepsilon) \neq 0$). En effet, dans ce modèle très simple où la perturbation contient toute l'information sur les caractéristiques individuelles autres que la décision d'avoir des enfants x_i , on ne peut pas supposer que lorsque la perturbation varie, la fécondité ne varie pas. L'estimateur par les moindres carrés ordinaires est donc biaisé :

$E(\hat{\beta}_{MCO}) \neq \beta$. Le problème est alors que la corrélation entre x_i et y_i n'est pas interprétable : le coefficient estimé β comprend à la fois l'effet de la maternité des femmes sur leur offre de travail, ainsi que l'effet inverse et l'effet de toute autre caractéristique (observable et inobservable) qui affecte simultanément la décision d'avoir des enfants et l'offre de travail des femmes. Pour distinguer l'effet causal de la fécondité sur l'activité des femmes de l'effet inverse et de l'effet des différences de composition des populations, il existe différentes méthodes.

3.2 Différentes méthodes empiriques

Du fait des biais de sélection et de simultanéité évoqués ci-dessus, l'évaluation de l'effet de la fécondité sur l'activité ne peut pas simplement consister à comparer la situation des femmes ayant un enfant supplémentaire avec celle des femmes qui n'en ont pas eu. L'idée générale des méthodes présentées ci-dessous est de construire un groupe de contrôle, c'est-à-dire un groupe de femmes n'ayant pas eu d'enfant supplémentaire, dont les caractéristiques sont les plus proches possibles du groupe de femmes ayant eu cet enfant supplémentaire. L'hypothèse sous-jacente est que si les femmes du groupe de contrôle avaient eu un enfant supplémentaire, leur situation sur le marché du travail aurait été identique en moyenne à celle des femmes ayant eu un enfant supplémentaire.

3.2.1 L'utilisation de variables de contrôle

3.2.1.1 La méthode du « toutes choses égales par ailleurs »

Une solution souvent adoptée est d'introduire des variables de contrôle pour mesurer l'effet de la fécondité « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire à caractéristiques individuelles observables données. Ceci permet d'atténuer l'effet des différences de composition de population et donc de mieux isoler l'impact de la fécondité.

Cela revient à ajouter des variables explicatives dans le modèle économétrique présenté ci-dessus :

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_K x_{Ki} + u_i \quad (3.3)$$

On note x_1 la variable de fécondité et $X_2 = (x_2, \dots, x_K)$ la matrice des variables explicatives supplémentaires. L'idée est qu'en introduisant des variables de contrôle, la corrélation entre la variable explicative de fécondité et la perturbation diminue, voire disparaît. L'objectif est d'introduire dans la régression les sources de variabilité communes à la fécondité et au résidu. Si l'on trouve un ensemble de variables explicatives X_2 telles que $E(x_1' u) = 0$, on peut mesurer sans biais l'effet de la fécondité sur l'activité.

3.2.1.2 Les méthodes d'appariement

Une seconde méthode consiste à répartir les femmes de l'échantillon en deux sous-groupes : celles qui ont eu un enfant supplémentaire et les autres. On cherche pour les femmes ayant eu un enfant supplémentaire des « jumelles » parmi les femmes n'en ayant pas eu un et on compare leur statut d'activité.

Il existe en pratique deux manières d'apparier les femmes des deux groupes selon leurs caractéristiques observables. Lorsque le nombre de caractéristiques observables n'est pas trop grand et que l'on peut expliciter toutes les combinaisons possibles de ces caractéristiques, on compare pour chacune de ces combinaisons la situation d'emploi des femmes des deux sous-groupes. L'effet moyen de la fécondité est la moyenne pondérée des effets obtenus localement pour chacune des combinaisons de caractéristiques individuelles. Cette méthode ne peut pas être utilisée dès lors que les caractéristiques individuelles sont trop nombreuses, ou qu'elles contiennent des variables continues. Dans ce cas, on peut utiliser la méthode d'appariement sur le score de propension, qui consiste à calculer la probabilité d'appartenir au premier groupe conditionnellement aux caractéristiques individuelles. Les femmes ne sont donc pas appariées sur l'ensemble des caractéristiques observables, mais seulement sur leur score de propension qui constitue un résumé unidimensionnel de l'ensemble de ces caractéristiques.

Les deux techniques présentées reposent sur l'hypothèse que, toutes les différences pertinentes entre les deux groupes, qui expliquent que la décision d'avoir des enfants et l'offre de travail diffèrent, ont été prises en compte. Or certaines caractéristiques inobservables, telles que la culture familiale ou l'opinion individuelle sur le rôle d'une femme, peuvent à la fois affecter la décision d'avoir des enfants et l'offre de travail des femmes, mais ne peuvent pas être utilisées comme variables de contrôle. Si par exemple, les femmes ayant une vision « traditionnelle » du rôle de la femme ont une probabilité plus grande d'avoir plus d'enfants et d'être inactives, cette méthode surestimerait l'effet négatif de la fécondité sur l'activité. Ainsi,

quel que soit le nombre de variables de contrôle prises en compte, ces méthodes ne résolvent pas entièrement le problème du biais lié aux variables omises. En particulier, si l'effet des éléments inobservables qui échappe à ces méthodes est supérieur ou égal à l'effet que l'on cherche à mesurer, ces méthodes conduiront à des conclusions fallacieuses. Enfin, ces deux méthodes ne permettent pas de traiter le problème de la simultanéité des décisions d'avoir des enfants et d'activité.

3.2.2 Les méthodes aléatoires

3.2.2.1 La méthode par échantillonnage aléatoire

Par rapport aux méthodes précédentes, les évaluations par échantillonnage aléatoire semblent plus transparentes, fiables et précises. En particulier, cette méthode permet de résoudre le problème de biais de sélection lié aux caractéristiques inobservables. Elle est souvent utilisée pour évaluer l'effet des politiques publiques.

L'idée est de répartir l'échantillon en deux sous groupes : le groupe traité et le groupe de contrôle. Le groupe traité serait celui des femmes ayant eu un enfant supplémentaire, le groupe de contrôle celui des femmes n'ayant pas eu cet enfant supplémentaire. Mais à la différence des méthodes précédentes, ici, avoir un enfant supplémentaire ne résulterait pas d'un choix : les femmes « traitées » seraient tirées au hasard dans l'échantillon initial. Choisir les femmes « traitées » au hasard permet de construire deux sous-populations exactement identiques en termes de caractéristiques observables et inobservables : avec cette méthode, on trouverait autant de femmes de 30 ans, ayant un bac +2, une certaine idée du rôle de la femme... parmi les femmes « traitées » et parmi les femmes « non traitées ». La seule différence entre ces deux sous-populations serait donc que certaines ont eu un enfant supplémentaire et d'autres non. L'effet des différences de composition de population est totalement annulé de cette manière.

Les expérimentations contrôlées conduisent donc à créer une situation dans laquelle $E(x'\varepsilon) = 0$ (équation 3.1), c'est-à-dire dans laquelle l'estimateur par les moindres carrés ordinaires est convergent. La variable x_i est une indicatrice égale à 1 si la femme appartient au groupe de traitement, et 0 si elle appartient au groupe de contrôle. Mesurer l'effet de la fécondité consiste alors simplement à comparer la situation des deux sous-populations sur le marché du travail après le choc de fécondité, ce qui résout également le problème du biais de

simultanéité. Si le taux d'activité est inférieur parmi les femmes « traitées », on peut conclure que la fécondité affecte négativement l'activité des femmes.

Bien entendu, dans le cas qui nous occupe ici, l'introduction d'un aléa direct pour sélectionner les femmes ayant un enfant supplémentaire est impossible. On ne peut pas faire défiler les femmes les unes après les autres et leur distribuer des enfants au hasard.

3.2.2.2 La méthode par variable instrumentale

La méthode dite des variables instrumentales permet de se rapprocher de la méthode expérimentale susmentionnée. L'idée est de répartir aléatoirement les femmes de notre échantillon entre deux sous-groupes. Le premier groupe aura une incitation plus forte à faire un enfant supplémentaire. L'autre groupe n'aura aucune incitation particulière. En tout état de cause, la décision d'avoir des enfants reste un choix individuel : une femme du premier groupe peut ne pas avoir d'enfant supplémentaire ; de même, une femme du deuxième groupe peut en avoir un. L'objectif est que la proportion de femmes qui décident d'avoir un enfant supplémentaire soit plus élevée dans le groupe ayant eu une incitation forte que dans l'autre groupe. L'incitation étant distribuée aléatoirement, cette différence dans la proportion de femmes ayant un enfant supplémentaire est censée être exogène, c'est-à-dire indépendante des caractéristiques individuelles, même inobservables. C'est précisément cette différence de proportion qui sert alors à identifier l'impact de la fécondité : l'effet est négatif si, en moyenne, les femmes du groupe ayant eu l'incitation forte (qui ont, en moyenne, plus souvent un enfant supplémentaire) sont plus souvent inactives que celles du groupe n'ayant eu aucune incitation particulière. Par exemple, les changements institutionnels, tels qu'une modification de la législation sur l'avortement, modifient les décisions de fécondité. Cela permet de distinguer un groupe de traitement (après la réforme) qui ne se distingue du groupe de contrôle (avant la réforme) que par le fait d'avoir subi ce choc exogène. Dans ce cas, on parle d'expérience naturelle.

Cette méthode permet en outre d'éliminer le biais de simultanéité. En effet, l'incitation est choisie de telle sorte qu'elle produise un choc exogène sur la fécondité mais n'ait pas d'effet direct sur les décisions d'activité. Les différences de taux d'activité entre les deux groupes résultent donc directement des décisions d'avoir des enfants.

La méthode des variables instrumentales permet donc de corriger les estimations des biais présents dans les estimations par les moindres carrés ordinaires lorsque la variable explicative

x est endogène, c'est-à-dire lorsque dans l'équation : $y = \alpha + \beta x + \varepsilon$, la variable explicative x et l'erreur ε sont corrélées ($E(x'\varepsilon) \neq 0$). Dans ce cas, le β estimé par les moindres carrés ordinaires ne peut s'interpréter comme l'effet direct de x sur y . On utilise pour cela une (ou des) variable annexe z , appelée instrument, non corrélée avec la perturbation ($E(z'\varepsilon) = 0$) mais corrélée avec la variable explicative endogène. L'objectif est alors de conserver dans l'estimation de y sur x uniquement ce qui relève de l'influence de x sur y , et d'extraire tout le reste. Autrement dit, cette technique permet de mesurer l'effet réel de x sur y sans que cette mesure ne soit polluée par les influences extérieures de y sur x ou encore d'une troisième variable sur x et y . Cette méthode permet de filtrer l'information en ne conservant de la variabilité de la variable explicative endogène que la partie non corrélée avec la perturbation²⁰.

Théoriquement, cette méthode consiste à mobiliser une variable extérieure au modèle qui possède la particularité de n'être pas corrélée avec le résidu de l'équation structurelle et qui est néanmoins corrélée avec la variable explicative endogène. Dans ce cas, l'impact de la variable instrumentale sur la variable dépendante ne fait que refléter l'effet de la variable explicative endogène sur la variable dépendante. Autrement dit, la variable instrumentale affecte la variable dépendante et la variable explicative endogène, et tout l'effet sur la variable dépendante transite par son effet sur la variable explicative endogène. Il faut donc trouver une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité (la variable explicative endogène) qui n'a pas d'effet sur l'activité autrement qu'indirectement, via son effet sur la décision d'avoir un enfant supplémentaire.

On appelle instrument l'indicatrice de l'incitation (égale à 1 si la femme a une incitation forte à faire un enfant supplémentaire, 0 sinon), notée z_i . La variable explicative endogène qui caractérise la décision de la femme d'avoir ou non un enfant supplémentaire (égale à 1 si elle en a un, 0 sinon) est notée x_i .

Dans le modèle économétrique, on remplace la variable explicative endogène par la projection orthogonale de l'instrument sur elle. On a alors une méthode en deux étapes : on régresse l'explicative endogène sur la variable instrumentale, puis la variable expliquée sur la variable explicative prédite. Lorsqu'on a une variable instrumentale pour une variable explicative endogène, le modèle est juste identifié et les moindres carrés indirects sont équivalents aux doubles moindres carrés. L'estimateur par les moindres carrés indirects est tel que :

²⁰ Pour une revue de littérature sur la technique des variables instrumentales, voir Angrist et Krueger (1995) et Angrist et Krueger (2001).

$$\hat{\beta}_{VI} = (Z'X)^{-1}Z'Y \quad (3.4)$$

$$\text{avec : } X = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ x_I & 1 \end{pmatrix}, Z = \begin{pmatrix} z_1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ z_I & 1 \end{pmatrix} \text{ et } Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_I \end{pmatrix}.$$

De plus, lorsque l'instrument est une indicatrice, l'estimateur par variable instrumentale correspond à 'l'estimateur de Wald'. L'expression du coefficient estimé est simplifiée :

$$\hat{\beta}_{VI} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{\bar{x}_1 - \bar{x}_0} \quad (3.5)$$

où \bar{y}_I est la moyenne des y_i pour lesquels $z_i = I^{21}$. C'est donc la proportion de femmes actives parmi celles qui ont eu une incitation forte à faire un enfant supplémentaire. Les autres termes sont définis de façon identique. $\hat{\beta}_{VI}$ donne l'effet moyen de x_i sur y_i pour les femmes dont les décisions de maternité ont été affectées par le traitement. Cet estimateur est convergent dans la mesure où $E(z'\varepsilon) = 0$ entraîne $E(\hat{\beta}_{VI}) = \beta$.

Néanmoins, il existe certaines conditions pour que l'application de cette méthode soit efficace et améliore réellement les résultats. Bound, Jaeger et Baker (1995) mettent en évidence deux problèmes associés à l'utilisation des variables instrumentales. Premièrement, recourir à des instruments z qui expliquent peu la variable explicative endogène x pose problème s'il existe une relation, même faible, entre les instruments et l'erreur de l'équation structurelle. Pour que l'estimation par variable instrumentale soit consistante, il faut que la variable explicative endogène et la variable instrumentale soient suffisamment corrélées ; et que la variable instrumentale ne soit pas corrélée avec l'erreur de l'équation structurelle : c'est-à-dire qu'il n'y ait pas de lien direct entre la variable instrumentale et la variable expliquée. Toute l'influence de l'instrument sur y doit passer par x . Si la corrélation entre l'instrument et l'endogène est faible, même une petite corrélation entre l'instrument et l'erreur peut biaiser l'estimateur par variable instrumentale encore davantage que l'estimateur par les moindres carrés ordinaires²². Deuxièmement, dans les échantillons finis (donc en pratique

²¹ Les calculs correspondants sont explicités en annexe 3.1.

²² Dans le cas où l'instrument est dichotomique, on a :

$$p \lim \hat{\beta}_{IV} - \beta = \frac{p \lim(\bar{\varepsilon}_1 - \bar{\varepsilon}_0)}{p \lim(\bar{x}_1 - \bar{x}_0)}.$$

L'estimation par variable instrumentale est inconsistante dès lors que cette quantité est non nulle. L'inconsistance sera d'autant plus grande que :

- le numérateur est élevé : \bar{y}_1 et \bar{y}_0 diffèrent pour des raisons autres que la différence entre \bar{x}_1 et \bar{x}_0 , c'est-à-dire si l'instrument affecte la variable expliquée autrement que par son influence sur l'explicative endogène.

dans tous les cas), les estimations par variable instrumentale sont biaisées dans la même direction que les moindres carrés ordinaires. Ce biais étant d'autant plus important que l'échantillon est réduit et que la corrélation entre les instruments et la variable explicative endogène est faible.

Lorsque la corrélation entre l'explicative endogène et l'instrument est trop faible, on parle d'instrument faible. Cela peut accroître le problème d'inconsistance s'il existe et les biais sur les échantillons finis. Bound, Jaeger et Baker (1995) suggèrent donc de vérifier, dans l'équation de première étape (régression de l'explicative endogène sur l'instrument), que le coefficient de corrélation entre les instruments et l'explicative endogène ainsi que la statistique de Fisher (nullité globale des instruments) sont suffisamment importants. Le critère standard ayant émergé dans la littérature est que la statistique de Fisher de première étape soit supérieure à 8 ou 10.

Malgré ces faiblesses, la méthode par variable instrumentale est plus appropriée pour mesurer l'effet causal de la fécondité sur l'activité car elle élimine les biais dus aux variables omises et à la simultanéité. Lorsque la variable explicative endogène est une indicatrice, une autre solution consiste à utiliser des équations simultanées en recourant à un modèle probit en première étape (Heckman, 1978). Mais selon Heckman (1978), lorsque des instruments sont disponibles, "Since the linear probability procedure is the simplest one to use, it is recommended". Aussi l'utilisation des variables instrumentales dans le cadre d'un modèle de probabilité linéaire est préférable dans la mesure où il n'est alors pas nécessaire de faire d'hypothèse sur la loi des résidus. Selon Heckman et Macurdy (1985), l'utilisation d'un modèle de probabilité linéaire est justifiée lorsque l'instrument, l'explicative endogène et la variable dépendante sont des indicatrices.

- le dénominateur est faible : la différence entre \bar{x}_1 et \bar{x}_0 est faible : la variable instrumentale explique peu la variable explicative endogène.

Un petit effet direct de z sur y peut rendre l'estimateur très inconsistant dès lors que x et z ne sont pas assez corrélés.

3.3 Mesurer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères par variable instrumentale

L'utilisation de la méthode par variable instrumentale afin de mesurer l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères nécessite d'identifier une source de variation exogène de la fécondité.

3.3.1 Les variables instrumentales utilisées dans la littérature

La technique des variables instrumentales repose sur l'exogénéité de l'instrument choisi : il ne doit pas être corrélé avec les autres déterminants de la fécondité et de l'activité. Dans un certain nombre de cas, l'exogénéité des instruments utilisés n'est pas convaincante. Par exemple, Waite et Stolzenberg (1976) utilisent le nombre d'enfants souhaités, et Hout (1978) la participation des femmes au marché du travail dans le passé. Il est en effet assez vraisemblable que ces variables soient déterminées par certains des mêmes éléments qui guident les choix courants de fécondité et d'activité. Dans ce cas, la mise en œuvre des moindres carrés indirects ne permet pas d'obtenir une estimation sans biais de l'effet de la fécondité sur l'activité des mères.

Des expériences naturelles (variations de législations dans le temps ou dans l'espace) ont également été utilisées pour instrumenter la fécondité. Bloom et al. (2007) utilisent la législation sur l'avortement dans 97 pays comme instrument²³. L'existence de conditions légales d'avortement plus ou moins souples dans les différents pays est supposée avoir un impact exogène sur la fécondité des femmes et permettre de mesurer l'impact de la fécondité sur l'activité des femmes. Les auteurs trouvent que le taux de fécondité a un impact négatif sur la participation des femmes au marché du travail. Mais, la législation n'est pas nécessairement exogène : une législation plus souple sur l'avortement peut résulter de caractéristiques locales spécifiques corrélées avec les comportements de fécondité et d'activité. Afin de contourner cette difficulté, Bloom et al. (2007) introduisent des effets fixes

²³ Lalive et Zweimüller (2009) utilisent les réformes du congé parental rémunéré en Autriche pour mesurer leur effet sur la fécondité d'une part et l'offre de travail des femmes d'autre part. Björklund (2006) estime l'effet de différentes politiques familiales suédoises (congé maternité, allocations familiales, aides financières à la garde d'enfants) sur la fécondité. Ce type de réforme affectant potentiellement la fécondité et l'activité des femmes, il ne peut servir à identifier l'impact de la fécondité sur l'activité. Au-delà de l'utilisation qu'en font les auteurs, ces réformes peuvent également permettre d'étudier si les politiques familiales modifient l'impact de la fécondité sur l'activité des femmes (chapitre 6 et 7).

nationaux et étudient les comportements nationaux de fécondité et d'activité en différence à la tendance nationale. L'utilisation d'une telle stratégie nécessite de disposer de données sur différents pays ou périodes entre lesquels la législation diffère.

Agüero et Marks (2008) proposent quant à eux d'utiliser la stérilité pour identifier l'impact de la fécondité sur l'activité des mères. Leur stratégie d'identification repose sur l'hypothèse qu'une fois l'âge pris en compte, la stérilité féminine serait distribuée aléatoirement. Pour identifier l'impact de la fécondité, ils utilisent un échantillon de femme n'utilisant pas de contraceptifs et comparent les femmes stériles aux femmes fertiles. En imposant cette restriction, ils éliminent 40% de leur échantillon. Or, parmi les femmes fertiles, le choix d'utiliser un contraceptif est probablement corrélé avec les autres déterminants de la fécondité et de l'activité. Le risque de biais de sélection est donc important. Ils trouvent d'ailleurs que les femmes fertiles de leur échantillon (qui n'utilisent pas de contraceptif) sont moins souvent mariées, moins diplômées, ont un époux moins diplômé que les femmes stériles de leur échantillon. Les résultats qu'ils obtiennent concernent donc une catégorie de femmes spécifiques et ne peuvent être généralisés. En outre, les problèmes de stérilité sont peu fréquents (7,3% de leur échantillon) ce qui réduit la taille de l'échantillon étudié. Enfin, la stérilité pourrait avoir des conséquences directes sur la participation des femmes au marché du travail. Etre stérile n'est pas anodin et pourrait avoir des conséquences psychologiques sur les femmes ou affecter leur relation de couple, et ainsi impacter son activité professionnelle.

3.3.2 Les naissances gémellaires

Un instrument couramment utilisé pour estimer l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des femmes est le fait d'avoir des jumeaux²⁴. Cet instrument, proposé par Rosenzweig et Wolpin (1980), repose sur un événement aléatoire, qui permet de mesurer l'impact d'une variation exogène de la fécondité. De fait, la naissance de jumeaux provoque un accroissement inattendu du nombre d'enfants. Par ailleurs, les auteurs trouvent que les femmes ayant eu des jumeaux à la première naissance réduisent leur offre de travail. Cette réduction est compensée par un accroissement de la participation ultérieure.

L'avantage de cet instrument est que la survenance de cet événement est inattendue : à aucun moment le choix des parents n'affecte la probabilité d'avoir des jumeaux. Par contre,

²⁴ Voir par exemple, Bronars et Grogger (1994), Gangadharan et Rosenbloom (1999) ou Rosenzweig et Wolpin (1980).

même si le fait d’avoir des jumeaux ne résulte pas d’un choix, certaines catégories de femmes (plus âgées...) ont plus souvent des jumeaux ce qui crée alors un biais. Ce n’est donc pas forcément le fait d’avoir des jumeaux qui influence la décision d’activité, mais peut-être les caractéristiques spécifiques de ces mères. L’utilisation de cet instrument nécessite donc de contrôler les caractéristiques observables qui distinguent les mères de jumeaux des autres mères. Il est néanmoins possible que des différences inobservables affectent les estimations. De plus, il est peu courant d’avoir des jumeaux, ce qui réduit grandement les échantillons analysés²⁵. Comme nous le verrons, le choc exogène de fécondité provoqué par la naissance de jumeaux est toutefois suffisamment grand pour identifier l’impact du nombre d’enfants sur l’activité des mères. Enfin, la présence de jumeaux pourrait avoir d’autres effets sur la famille puisque c’est un évènement inhabituel et que le fait d’avoir deux bébés en même temps représente une charge spécifique qui pourrait affecter directement le travail des mères. Autrement dit, il est difficile de savoir si les effets observés sur l’activité sont le résultat d’un enfant supplémentaire inattendu ou de la présence intrinsèque de jumeaux.

3.3.3 Le sexe des deux aînés

De nombreuses études ont mis en avant un phénomène de préférence des parents pour une composition sexuelle mixte de leur descendance dans les pays développés : les parents préfèrent avoir un garçon et une fille plutôt que deux garçons ou deux filles. Cela se traduit concrètement par le fait que les parents ayant des enfants de même sexe sont significativement plus enclins à agrandir leur famille que les autres.

L’impact de la préférence pour la mixité sexuelle sur la fécondité peut être analysé à partir d’un modèle standard de fécondité quantité/qualité (Becker et Lewis, 1973, Becker et Tomes, 1976, Rosenzweig et Wolpin, 1980). Dans ces modèles, l’utilité des parents dépend du nombre d’enfants et d’un bien complémentaire ‘la qualité des enfants’ qui dépend de la mixité sexuelle de la fratrie. Ainsi, sous l’hypothèse que les parents préfèrent une composition mixte, une composition non mixte réduit leur utilité et accroît l’utilité marginale d’un enfant supplémentaire, ce qui augmente la probabilité pour ces parents d’avoir un autre enfant.

Angrist et Evans (1998) sont les premiers à se saisir du fait que le sexe des deux aînés entraîne des différences de fécondité pour mesurer l’effet de la fécondité sur l’activité des

²⁵ Dans l’échantillon de Rosenzweig et Wolpin (1980) qui compte 12 605 observations, seules 87 femmes ont eu des jumeaux en première naissance.

mères. Ils mesurent l'impact du nombre d'enfants sur les décisions d'activité des mères américaines âgées de 21 à 35 ans en s'appuyant sur leur préférence pour une fratrie mixte. L'idée est que le sexe des deux aînés conditionne au moins en partie la décision d'avoir un enfant supplémentaire, ce qui peut influencer l'offre de travail alors même que le sexe des deux aînés n'a pas d'effet direct sur l'offre de travail de leur mère. Le sexe des deux premiers enfants fournit donc une source de variation exogène de la fécondité permettant de mesurer l'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères.

Ils trouvent que, lorsque les deux aînés sont de même sexe, les parents ont significativement plus souvent un troisième enfant et que, dans ce cas, la probabilité de travailler des mères est plus faible. En 1990, 40% des familles américaines ayant deux aînés de même sexe ont eu un troisième enfant, contre 34% de celles ayant des aînés de sexe différent. Le taux d'activité des mères d'aînés de même sexe est aussi plus faible de 0,5 point que celui des mères d'aînés de sexe différent. Ce double constat leur permet de mettre en évidence l'influence négative de la maternité sur les décisions d'offre de travail des mères : en 1990, avoir un troisième enfant engendrait une diminution de la probabilité d'activité d'environ 10 points.

Foley et York (2005) étendent le travail de Angrist et Evans (1998) sur 1950-2000. Ils confirment que, lorsque les aînés sont de même sexe, les parents ont plus souvent un troisième enfant. Pour 1950 et 1960, ils ne trouvent aucun effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères. A partir de 1970, le fait d'avoir un troisième enfant diminue la probabilité de travailler des femmes en couple. Le changement observé à partir de 1970 peut être dû au fait qu'avant les mères travaillaient peu, donc le troisième enfant impactait peu les variables d'activités considérées. De plus, cette évolution commence d'abord par les femmes en couple, éventuellement parce qu'il est plus facile pour elles de suspendre leur activité professionnelle que pour les femmes seules. Les estimations en 2000 montrent que l'effet d'un troisième enfant réduit la participation au marché du travail, le nombre de semaines travaillées dans l'année et le nombre d'heures travaillées dans la semaine, mais n'a aucun effet sur le salaire des mères contrairement aux résultats de 1980 et 1990. De plus, entre 1990 et 2000 l'impact négatif du troisième enfant sur l'activité des mères décroît. Selon les auteurs, ces évolutions entre 1980, 1990 et 2000 pourraient être dues au niveau de formation croissant des femmes, à une utilisation croissante du travail à temps partiel qui peut permettre de se maintenir en activité, et à une baisse de la discrimination de genre, qui rendrait aujourd'hui plus aisée qu'il y a dix ans la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

La même méthodologie a également été utilisée dans d'autres pays et donne les résultats suivants : dans les années 1990, avoir plus de deux enfants avait un impact significativement négatif sur la probabilité d'activité des mères en Argentine et au Mexique²⁶, alors qu'il était non significatif en Grande-Bretagne²⁷ et au Canada²⁸. Les résultats des études utilisant le sexe des deux aînés pour évaluer l'effet du troisième enfant sur l'activité des mères diffèrent selon le pays et la période considérés : avoir un troisième enfant ne réduit pas toujours significativement l'activité de la mère. Ces différences pourraient notamment provenir de différences culturelles ou institutionnelles. Ainsi, une étude comparative quantifiant l'importance respective des facteurs culturels et institutionnels dans l'effet qu'a le troisième enfant sur l'activité des mères permettrait d'expliquer ces différences.

Chun et Oh (2002) estiment l'effet de la fécondité sur la participation au marché du travail des femmes mariées en Corée. Les ménages coréens préfèrent les garçons aux filles : les parents dont le premier enfant est un garçon ont une probabilité significativement plus faible d'avoir un autre enfant. En utilisant cette variation exogène comme variable instrumentale de la fécondité, ils trouvent que, pour les familles d'au moins un enfant, avoir un enfant supplémentaire réduit la probabilité de travailler des mères de 27%. Pour les mères d'au moins deux enfants, en avoir un troisième réduit la probabilité d'activité de 40%. Suivant le contexte, le sexe des enfants peut être diversement utilisé pour mesurer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères.

Pour être un instrument valable, le fait d'avoir des aînés de même sexe doit être exogène, c'est-à-dire que la mixité sexuelle de la descendance n'affecte l'activité de leur mère par aucune autre voie que par le fait qu'elle influe sur la probabilité d'avoir un autre enfant. De fait, les parents ne choisissent pas le sexe de leurs enfants et Angrist et Evans (1998) montrent à partir de données américaines qu'il ne dépend pas du profil des mères (quels que soient l'âge des mères, leur âge à la première naissance..., elles ont la même probabilité d'avoir deux enfants de même sexe). Dès lors que le sexe des deux aînés peut être considéré comme une variable aléatoire, le fait d'avoir des aînés de même sexe constitue un instrument adapté pour étudier l'impact de la fécondité sur l'offre de travail.

D'autre part, le fait d'avoir deux aînés de même sexe n'est pas un instrument faible, c'est-à-dire que cela crée un choc de fécondité suffisamment grand : une mère avec deux aînés de

²⁶ Cruces et Galiani (2007).

²⁷ Iacovou (2001).

²⁸ Ezzaouali (2003).

même sexe a une probabilité substantiellement plus importante d'avoir un troisième enfant qu'une mère de deux aînés de sexe différent.

Toutefois, l'utilisation du sexe des deux aînés comme instrument génère certaines contraintes : on ne peut l'utiliser que pour les mères d'au moins deux enfants et il ne permet de mesurer qu'un effet local.

D'une manière générale, l'utilisation d'une variable instrumentale nécessite d'être prudent sur les interprétations que l'on en tire. Lorsque l'instrument est dichotomique (les enfants sont de même sexe ou ils ne le sont pas), cette approche ne peut être interprétée qu'en termes d'effet de traitement moyen local, c'est-à-dire que l'on détermine l'effet de la taille de la fratrie sur l'activité seulement pour les familles qui ont effectivement un troisième enfant et dont les premiers étaient de même sexe. Il ne s'applique donc pas aux familles ayant eu un enfant, ou deux seulement, ou pour celles qui en ont eu trois mais dont les deux premiers étaient de sexe différent. Pour généraliser ces estimations à toutes les familles ayant eu un troisième enfant, il faut supposer que :

- L'appartenance au groupe de traitement (*'même sexe'*) ou de contrôle (*'sexe différent'*) est aléatoire.
- L'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant ne diffère pas par sous-groupe (autrement dit, si les parents d'aînés de sexe différent avaient eu des aînés de même sexe, ils auraient eu un troisième enfant avec la même probabilité que celle que l'on observe sur les parents ayant des aînés de même sexe).

Dans la suite, on fera ces hypothèses et on interprétera les résultats comme étant l'effet général du troisième enfant sur l'activité des mères quel que soit le sexe des deux premiers enfants.

Pour généraliser au-delà des différences entre deux et plus de deux enfants, il faut supposer une relation linéaire entre la taille de la famille et l'offre de travail des mères : chaque enfant supplémentaire baisse d'autant l'activité des mères. Mais il est assez probable que le passage d'un à deux enfants ou encore de trois à quatre enfants n'ait pas le même effet sur l'activité des mères. Elle ne permet donc d'étudier que le cas particulier du passage de deux à plus de deux enfants. Cette approche est malgré cela intéressante puisqu'un des changements significatifs du comportement de fécondité des femmes ces trente dernières années est justement la baisse du nombre de femmes ayant plus de deux enfants. De fait, aujourd'hui en France, le modèle de la famille de deux enfants est le plus répandu. Ce modèle implique que le passage du premier au deuxième enfant est très fréquent, mais que le passage

du deuxième au troisième est nettement plus rare. Ainsi, alors que parmi les femmes nées en 1960, 72% ont eu au moins deux enfants, seulement 32% ont eu au moins trois enfants²⁹.

Selon Rosenzweig et Wolpin (2000), le sexe des aînés peut avoir un impact direct sur l'activité de la mère parce qu'élever deux enfants de sexe différent est plus coûteux que d'élever deux enfants de même sexe. Par exemple, ils peuvent moins facilement partager la même chambre et se transmettre des vêtements. Leur idée est que dans les familles où les deux aînés sont de sexe différent, une deuxième source de revenu pourrait s'avérer nécessaire et conduire la mère à travailler. Si cette différence de coût est assez grande pour affecter significativement l'offre de travail des mères, la composition sexuelle de la fratrie n'est plus exogène à l'activité. Cependant, Conley (2004) ne trouve aucun lien direct entre la mixité sexuelle de la fratrie et l'activité des mères américaines. Si l'effet du sexe des deux aînés sur l'activité provient de rendements d'échelle, cet effet devrait également apparaître lorsqu'on restreint l'échantillon aux familles de trois enfants et plus. Conley (2004) montre que, dans ces familles, les mères de trois enfants de même sexe ne travaillent pas moins que les autres mères. On peut donc être assez confiant sur le fait que la composition sexuelle de la fratrie n'affecte pas la participation des mères à cause de rendements d'échelle.

3.4 Synthèse

Ce chapitre a permis de mettre en évidence un certain nombre d'éléments qui ont guidé les travaux présentés dans cette thèse. La corrélation négative entre fécondité et activité des mères est bien connue des économistes : le taux d'activité des mères décroît à mesure que le nombre d'enfants augmente. Plusieurs interprétations peuvent être proposées pour expliquer cette corrélation. En effet, elle pourrait résulter du fait que les mères ayant un plus grand nombre d'enfants et une probabilité d'activité plus faible ont des caractéristiques ou des préférences communes, ou du fait que le nombre d'enfants a un impact négatif sur l'activité des mères, ou encore du fait que l'activité des mères affecte la décision d'avoir des enfants. Il est donc difficile d'identifier l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères : l'estimateur des moindres carrés ordinaires est biaisé. Pour résoudre cette difficulté, il convient d'identifier une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité. L'idée est

²⁹ Breton et Prioux (2005).

d'utiliser un évènement aléatoire et indépendant des caractéristiques individuelles des mères qui entraîne un accroissement du nombre d'enfants. Cela permet de comparer le taux d'activité de mères identiques qui ne diffèrent que par le nombre d'enfants et donc d'isoler l'effet causal de la fécondité sur leur activité. Dans la mesure où il est impossible d'utiliser la méthode par échantillonnage aléatoire, nous utilisons, tout au long de cette thèse, la méthode par variable instrumentale afin de produire un estimateur robuste de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères.

Plus précisément, nous utiliserons les naissances gémellaires ainsi que le sexe des deux aînés qui apparaissent comme les instruments les mieux adaptés afin de mesurer l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères de deux enfants ou plus. Dans la partie suivante, nous présentons une étude de l'impact d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères françaises à partir de cette méthodologie.

Chapitre 4

Activité des mères : l'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants

En France, les femmes qui ont le plus d'enfants sont également celles dont le taux d'activité est le plus faible. En particulier, les mères de trois enfants ou plus participent significativement moins au marché du travail que les mères d'un ou deux enfants. Dans quelle mesure l'arrivée d'un troisième enfant réduit-elle la participation des mères au marché du travail ? La moindre activité des mères de trois enfants peut avoir plusieurs explications : les mères de trois enfants ont peut-être des caractéristiques différentes des mères de deux enfants, caractéristiques qui les conduiraient à la fois à avoir plus d'enfants et à travailler moins, ou peut-être que leur moindre activité leur permettrait d'avoir plus d'enfants, ou peut-être enfin que c'est le fait d'avoir plus d'enfants qui les pousserait à réduire leur offre de travail. La question de l'effet que pourrait avoir le passage de deux à plus de deux enfants sur l'activité des mères est d'autant plus pertinente que la moitié des mères inactives souhaiteraient reprendre une activité professionnelle (Méda, Simon et Wierink, 2003).

La relation entre fécondité et activité est complexe car la décision d'avoir des enfants et celle de participer au marché du travail ont des déterminants communs, et ces décisions s'influencent mutuellement. La question posée dans ce chapitre est de savoir si le fait d'avoir un certain nombre d'enfants conduit les mères à ne pas travailler ou, lorsqu'elles travaillent, à réduire leurs heures de travail. Autrement dit, la fécondité a-t-elle un impact négatif sur l'activité des mères françaises ? Ce chapitre est motivé par le fait que depuis quelques années les recherches françaises sur le lien entre fécondité et activité des mères se sont développées³⁰.

³⁰ Voir par exemple le rapport du Conseil d'analyse économique (1999), Pailhé et Solaz (2006), Méda, Simon et Wierink (2003).

Ces études montrent clairement que le taux d'activité et le nombre d'heures travaillées par les mères en emploi varient en fonction du nombre d'enfants, mais ne permettent pas d'identifier si la relation entre fécondité et activité des mères est causale. L'objectif est de voir si certaines mères s'arrêtent de travailler ou réduisent leur activité lorsqu'elles ont trois enfants alors qu'elles auraient travaillé ou travaillé davantage si elles n'en avaient eu que deux. Il est en effet possible que les mères aient plus de mal à concilier leur vie familiale et leur vie professionnelle lorsqu'elles ont trois enfants plutôt que deux.

L'objet de la première partie est de montrer qu'au-delà d'une simple corrélation, il existe une relation causale négative entre fécondité et activité des mères. Pour cela, nous utilisons, comme Angrist et Evans (1998), deux sources de variation exogène et aléatoire de la fécondité : le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux. Le choix de cette méthodologie a été motivé d'une part par le fait qu'elle permet d'obtenir des résultats robustes, et d'autre part parce qu'elle a été utilisée dans différents pays pour estimer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères³¹, ce qui pourrait permettre de développer des analyses plus approfondies des raisons pour lesquelles cet effet varie entre pays.

En France, comme aux États-Unis, nous constatons que les parents ayant deux aînés de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les parents ayant deux aînés de sexe différent, et que dans ce cas, l'activité des mères est réduite. Dans la mesure où le sexe des deux aînés est aléatoire et qu'il n'a pas d'impact sur l'activité des mères autrement que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant, nous estimons par variable instrumentale l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Les résultats suggèrent qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur l'activité des mères mais ils sont relativement imprécis. Afin d'évaluer précisément l'ampleur de cet effet, nous combinons l'instrument '*même sexe*' avec un autre instrument, à savoir les naissances gémellaires de rang deux. En effet, ces dernières provoquent un accroissement non anticipé du nombre d'enfants qui permet également d'identifier l'impact d'une troisième naissance sur l'activité des mères (Rosenzweig et Wolpin, 1980). Nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants diminue la probabilité d'activité des mères d'environ 20 points et, lorsqu'elles sont en emploi, le nombre d'heures travaillées par semaine de deux heures. Ainsi, indépendamment des caractéristiques individuelles des mères, avoir plus de deux enfants affecte négativement leur activité. En utilisant l'instrument '*même sexe*' sur les données du

³¹ Angrist et Evans (1998) ont produit cette étude pour les États-Unis, Cruces et Galiani (2007) pour l'Argentine et le Mexique, Iacovou (2001) pour la Grande-Bretagne et Ezzaouali (2003) pour le Canada.

recensement de 1990, nous confirmons qu'avoir plus de deux enfants induit une réduction de la participation des mères au marché du travail d'une vingtaine de points.

Par ailleurs, nos résultats indiquent que l'effet de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail mesuré par les moindres carrés ordinaires est surestimé (34 points). Nos résultats suggèrent également que l'impact de la fécondité est plus élevé en France qu'aux Etats-Unis où Angrist et Evans (1998) trouvent qu'avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail de 10 points. Enfin, entre 1982 et 2002, l'activité des mères de deux enfants a augmenté d'environ 9 points. Sur cette période, la baisse de la fécondité de rang trois ayant été relativement faible, elle explique seulement 0,6 points de cette hausse.

Dans une seconde partie, nous posons la question de savoir si l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères varie en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques des mères : l'âge de leurs enfants, leur niveau de diplôme, et la taille de la ville où elles résident. L'idée est que l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères pourrait être d'autant plus important que les mères ont besoin de faire garder leurs enfants ou que leurs perspectives d'emploi et de salaire sur le marché du travail sont faibles. Nous montrons que l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères peu diplômées.

4.1 La fécondité a-t-elle un impact négatif sur l'activité des mères ?

Avant de répondre empiriquement à cette question, il est utile de préciser quel est le paramètre théorique d'intérêt ainsi que les mécanismes théoriques guidant l'interprétation de ce paramètre. Nous présentons en annexe 4.1 le modèle théorique d'Angrist et Evans (1996) afin d'étudier comment des chocs exogènes affectant la fécondité sont susceptibles d'altérer l'offre de travail des mères. Dans ce modèle, le nombre d'enfants affecte la manière dont les mères répartissent leur temps entre éducation des enfants et loisirs.

Lorsque le nombre d'enfants augmente, le temps total que leurs parents consacrent à leur éducation s'accroît et ce quels que soient les paramètres du modèle. Cet effet est d'autant plus grand que le salaire sur le marché du travail est faible et que le coût de la garde des enfants est élevé. Cet effet est indépendant du type de choc de fécondité (naissances gémellaires ou décision d'avoir un enfant supplémentaire car les aînés sont de même sexe).

L'effet du nombre d'enfants sur le temps de loisir des parents et donc sur leur offre de travail est indéterminé. Lorsque le nombre d'enfants augmente, les parents ont tendance à accroître le temps qu'ils accordent aux loisirs afin d'augmenter leur utilité en passant plus de temps en famille. En même temps, lorsque le nombre d'enfants augmente, le coût d'éducation des enfants s'accroît ce qui les incite à réduire leur temps de loisir. Le signe de l'effet du nombre d'enfants sur le temps de loisir des parents dépend donc de l'importance relative des ces deux mécanismes. L'ampleur de l'effet varie quant à lui en fonction du type de choc de fécondité, c'est-à-dire suivant que le nombre d'enfants augmente du fait de la naissance de jumeaux ou du fait que les parents ayant des aînés de même sexe décident d'avoir un enfant supplémentaire.

Au total, si l'effet du nombre d'enfants sur le temps de loisir des parents est positif, lorsque le nombre d'enfants augmente, l'offre de travail diminue, et ce quel que soit le type de choc de fécondité considéré. En revanche, si l'effet du nombre d'enfants sur le temps de loisir des parents est négatif, cela exerce une pression à la hausse de l'offre de travail. Comme par ailleurs, une hausse du nombre d'enfants a tendance à accroître le temps que les parents consacrent à l'éducation de leurs enfants, l'effet total sur l'offre de travail dépend de l'importance relative des deux effets. Ainsi, suivant le signe et l'ampleur de l'effet du nombre d'enfants sur le temps de loisir des parents (qui varie en fonction du type de choc de fécondité), l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail peut être positif ou négatif.

Lorsque le nombre d'enfants augmente, les parents arbitrent donc entre accroître le temps qu'ils passent avec leurs enfants (ce qui accroît leur utilité et l'éducation de ces derniers) en réduisant leur offre de travail ; et accroître leurs revenus en augmentant leur offre de travail.

4.1.1 Données et statistiques descriptives

L'étude de l'effet du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères françaises a été menée à partir des enquêtes Emploi de 1990 à 2002.

L'échantillon de l'enquête Emploi est représentatif de la population française métropolitaine vivant en ménage ordinaire âgée de quinze ans et plus ($N=135\ 000$, taux d'échantillonnage=1/300). Pour chaque répondant, nous connaissons sa date de naissance, son sexe, sa situation familiale, son niveau de diplôme et sa participation au marché du travail. Nous avons également pour chaque ménage, le nombre, le sexe et la date de naissance de chaque enfant vivant dans le logement. D'autres sources, l'*European Community Household Panel* par exemple, donnent ces informations. Néanmoins, l'enquête Emploi présente

l'avantage de contenir un grand nombre d'observations, condition nécessaire pour obtenir une estimation par variable instrumentale précise et pouvoir étudier l'hétérogénéité des effets sur des sous-populations. C'est également la raison pour laquelle nous empilons les 13 années d'enquêtes de la vague 1990-2002. De plus, l'empilement des enquêtes permet d'avoir une mesure de l'effet de la fécondité sur l'activité, moyenne et indépendante des variations temporelles (cycles, réformes...) ³². Nous utilisons également le recensement de la population de 1990 (au 1/4) qui présente l'avantage de contenir davantage d'observations que l'enquête Emploi et donne donc des estimations plus précises ³³. Néanmoins, le recensement ne donne pas le nombre d'heures travaillées par les femmes en emploi et ne permet pas d'identifier les jumeaux.

Nous nous intéressons aux femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants au moment de l'enquête ($N = 71\,542$). Comme Angrist et Evans (1998), nous ne possédons d'informations que sur les enfants vivant encore avec leurs parents. Ne garder que les femmes ayant moins de 36 ans évite de sous-estimer le nombre total d'enfants d'une femme et d'introduire des erreurs sur le rang des enfants dans la fratrie. Les femmes de plus de 35 ans ont potentiellement des enfants majeurs, qui ont une probabilité plus grande d'avoir quitté le domicile parental. L'échantillon des femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants est spécifique dans la mesure où ces femmes ont des enfants particulièrement tôt. Néanmoins, nos calculs à partir de l'enquête Emploi montrent que près de la moitié des femmes âgées de 28 à 35 ans ont au moins deux enfants, et que cette proportion de femmes augmente très peu lorsqu'on considère les femmes plus âgées ³⁴. On exclut donc très peu de femmes de notre échantillon. En le restreignant aux femmes âgées de moins de 36 ans, on risque cependant de sous-estimer la descendance finale de certaines femmes et considérer comme mères de deux enfants des femmes qui finalement auront plus de deux enfants. Ceci pourrait poser problème si les décisions d'activité sont influencées par la descendance finale espérée plutôt que par la descendance observée à un instant t . Nous vérifions que les résultats obtenus sur l'échantillon des femmes âgées de 21 à 40 ans sont similaires.

³² Afin de contrôler l'effet de la conjoncture économique sur les variables d'intérêt, nous introduisons un effet fixe annuel dans toutes les régressions. Également, nous utilisons une indicatrice pour neutraliser l'effet de la réforme de l'Allocation parentale d'éducation en 1994. L'effet de cette réforme est étudié au chapitre 6.

³³ Le recensement de la population de 1999, disponible au vingtième, ne donne pas des estimations plus précises que les enquêtes emploi 1990-2002.

³⁴ Parmi les femmes âgées de 28 à 35 ans, 48,8% ont au moins deux enfants, et parmi les femmes âgées de 36 à 50 ans, elles sont 54,6%.

Le tableau 4.1 donne quelques statistiques descriptives en distinguant toutes les mères d'au moins deux enfants des mères en couple d'au moins deux enfants³⁵. Parmi toutes les femmes ayant deux enfants pendant la période considérée, 32% en avaient au moins un troisième. Dans cet échantillon, un peu plus de 50% des familles avaient des aînés du même sexe et un peu plus de 51% des premières naissances étaient des garçons ce qui est conforme aux statistiques nationales. Les naissances gémellaires en deuxième position sont définies par la présence d'enfants de rang deux et trois dans la famille ayant la même année et le même mois de naissance. Dans notre échantillon, la proportion de femmes ayant des jumeaux en deuxième naissance est de 1%. Nous avons vérifié que le nombre de jumeaux de rang deux, estimé avec cette méthode approchée, correspondait au nombre de jumeaux de rang deux trouvé en utilisant les données nationales d'état civil³⁶. Pour cela, nous avons testé la représentativité d'une année d'enquête donnée : 1999. Les données d'état civil nous donnent la probabilité de naissances gémellaires une année donnée en fonction de l'âge de la mère à la naissance³⁷. Dans l'enquête 1999, pour une année de naissance donnée, nous comparons le nombre théorique de jumeaux de rang deux³⁸ au nombre de jumeaux de rang deux observé dans notre échantillon. Nous considérons toutes les femmes ayant eu un deuxième enfant entre 1984 et 1996³⁹. Le test du khi-2 nous amène à accepter l'égalité entre le nombre théorique et le nombre observé de jumeaux de rang deux⁴⁰ : le nombre de jumeaux identifié dans l'enquête Emploi correspond aux statistiques nationales.

³⁵ Cette distinction entre toutes les mères et les mères en couple a été opérée afin que nos résultats soient comparables avec ceux d'Angrist et Evans (1998). Nous avons vérifié que les résultats présentés dans la suite sont identiques si l'on considère les femmes en couple mariées plutôt que toutes les femmes en couple.

³⁶ Ces données sont issues de Beaumel, Richet-Mastain et Vatan (2007). Nous nous intéressons aux naissances gémellaires de rang deux car ce sont celles que nous utiliserons dans la suite ; et dans la mesure où nous ne disposons pas de probabilités spécifiques pour les naissances gémellaires de rang deux, nous considérons que les probabilités de naissance gémellaire sont identiques quel que soit le rang. Nous utilisons donc les données générales de l'état civil pour calculer le nombre théorique de jumeaux de rang deux dans l'enquête.

³⁷ Nous utilisons les trois tranches provenant des données d'état civil qui sont les plus proches de l'âge des mères incluses dans notre échantillon : 20-24 ans, 25-29 ans et 30-34 ans.

³⁸ Pour une année de naissance donnée, le nombre théorique de jumeaux de rang deux s'obtient (en fonction de l'âge de la mère à la deuxième naissance) à partir du nombre de mères ayant eu un deuxième enfant et de la probabilité théorique de naissance gémellaire cette année-là.

³⁹ L'enquête ayant eu lieu en 1999, nous ne gardons ainsi que les enfants âgés de 3 à 15 ans.

⁴⁰ Selon le test du khi-2 à 13 degrés de liberté, où la probabilité de rejeter à tort l'égalité entre le nombre théorique et le nombre observé de jumeaux de rang deux est de 5%, la valeur critique est 22,4. Or, nous avons une statistique du khi-2 de 19,7.

Tableau 4.1 - Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	En couple
Caractéristiques de fécondité		
Nombre d'enfants	2,43 (0,74)	2,43 (0,74)
Femmes ayant plus de 2 enfants (1)	0,319 (0,466)	0,320 (0,466)
Femmes dont 1er enfant = garçon ⁽¹⁾	0,513 (0,500)	0,513 (0,500)
Femmes dont 2ème enfant = garçon ⁽¹⁾	0,510 (0,500)	0,510 (0,500)
Femmes dont les deux aînés sont des garçons ⁽¹⁾	0,263 (0,440)	0,262 (0,440)
Femmes dont les deux aînés sont des filles ⁽¹⁾	0,240 (0,427)	0,239 (0,427)
Femmes dont les deux aînés sont de même sexe ⁽¹⁾	0,503 (0,500)	0,502 (0,500)
Jumeaux en 2ème position ⁽¹⁾	0,010 (0,100)	0,010 (0,099)
Caractéristiques sociodémographiques		
Age	31,4 (3,0)	31,4 (3,0)
Age à la 1ère naissance	22,7 (3,4)	22,8 (3,4)
Aucun diplôme ⁽¹⁾	0,416 (0,493)	0,404 (0,491)
Diplôme <= baccalauréat ⁽¹⁾	0,430 (0,495)	0,435 (0,496)
Diplôme > baccalauréat ⁽¹⁾	0,154 (0,361)	0,160 (0,367)
Caractéristiques d'activité		
Femmes qui travaillent ⁽¹⁾	0,619 (0,486)	0,608 (0,488)
Femmes qui travaillent à temps partiel ⁽¹⁾	0,405 (0,491)	0,412 (0,492)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	33,5 (9,8)	33,5 (9,8)
Salaire mensuel (en francs)	6421 (3235)	6441 (3229)
Nombre d'observations	71542	65964

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : résultats exprimés en proportion.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Nous présentons dans la seconde partie du tableau 4.1 quelques caractéristiques sociodémographiques. Dans notre échantillon, les mères ont en moyenne 31 ans et ont eu leur premier enfant à environ 23 ans. 41% des mères de notre échantillon n'ont pas de diplôme et environ 16% ont un diplôme supérieur au baccalauréat. Comparé à l'ensemble des femmes, les mères de notre échantillon ont eu leur premier enfant plus tôt et sont un peu moins diplômées. L'âge moyen à la première maternité était de 26 ans en 1990 et 27 ans et demi en 2002 (Ined). Dans la période 1990-2002, parmi les mères d'au moins deux enfants âgées de 21 à 45 ans, 40% n'ont pas de diplôme et 19% ont un diplôme supérieur au baccalauréat (enquêtes Emploi 1990-2002). Ces caractéristiques ne sont pas indépendantes de notre problématique et pourraient biaiser nos résultats. Pour tester si nos résultats sont sensibles au fait que notre échantillon est composé de mères relativement jeunes, nous les comparons aux résultats obtenus sur l'échantillon élargi des mères de 21 à 40 ans. Les résultats obtenus sur cet échantillon élargi sont qualitativement identiques.

Nous présentons dans la partie inférieure du tableau 4.1 les statistiques décrivant l'offre de travail des mères de notre échantillon. 62% des mères d'au moins deux enfants âgées de 21 à 35 ans sont actives. Pour le nombre d'heures travaillées par semaine et le temps partiel, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine⁴¹. Pour le salaire, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine et dont le salaire mensuel est compris entre 1 500 et 60 000 francs. Les mères en emploi travaillent en moyenne 33,5 heures par semaine et 41% d'entre elles sont à temps partiel.

4.1.2 Le sexe des deux aînés

Afin d'identifier l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères, nous utilisons le choc exogène de fécondité provoqué par la naissance d'aînés de même sexe. Plusieurs travaux montrent en effet que les parents d'aînés de même sexe ont une probabilité plus grande que les parents d'aînés de sexe différent d'avoir un troisième enfant⁴². Le tableau 4.2 reporte la proportion de femmes ayant un troisième enfant selon le sexe des deux aînés.

⁴¹ Pour le temps partiel, nous avons exclus de notre échantillon les mères déclarant travailler à temps partiel plus de 38 heures par semaine, et les mères déclarant travailler à temps complet moins de 35 heures par semaine.

⁴² Voir par exemple Angrist et Evans (1998) ou Breton et Prioux (2005).

Quel que soit l'échantillon considéré, on n'observe pas que les familles ont significativement plus souvent un troisième enfant lorsqu'elles ont deux filles que lorsqu'elles ont deux garçons ce qui suggère qu'en moyenne les parents n'ont pas de préférence intrinsèque pour un sexe. Nous avons vérifié cette hypothèse en examinant les préférences des familles avec au moins un enfant. Parmi les familles ayant au moins un enfant, la proportion de celles qui en ont eu un deuxième ne diffère pas selon le sexe du premier⁴³ : le sexe du premier enfant n'a donc pas d'effet sur la décision d'avoir d'autres enfants.

Tableau 4.2 - Fécondité et offre de travail des mères en fonction du sexe des deux aînés

		Sexe des deux aînés dans les familles ayant deux enfants ou plus						
		2 garçons	2 filles	1 garçon, 1 fille	1 fille, 1 garçon	Même sexe (a)	Sexe différent (b)	Différence (a)-(b) ⁽⁴⁾
Toutes	Proportion ⁽¹⁾	0,263	0,240	0,250	0,247	0,503	0,497	-
	3ème enfant ⁽²⁾	0,337 (0,003)	0,339 (0,004)	0,295 (0,003)	0,304 (0,003)	0,338 (0,002)	0,300 (0,002)	0,038 (0,003)
	Travaillant ⁽³⁾	0,607 (0,004)	0,613 (0,004)	0,636 (0,004)	0,620 (0,004)	0,610 (0,003)	0,628 (0,003)	-0,018 (0,004)
En couple	Proportion ⁽¹⁾	0,262	0,239	0,250	0,248	0,502	0,498	-
	3ème enfant ⁽²⁾	0,340 (0,004)	0,340 (0,004)	0,296 (0,004)	0,304 (0,004)	0,340 (0,003)	0,300 (0,003)	0,040 (0,004)
	Travaillant ⁽³⁾	0,595 (0,004)	0,603 (0,004)	0,625 (0,004)	0,610 (0,004)	0,599 (0,003)	0,617 (0,003)	-0,018 (0,004)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : proportion de femmes dans l'échantillon total (ayant eu 2 garçons...).

NOTE 3 : proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (parmi celles qui ont eu 2 garçons...).

NOTE 4 : proportion de femmes qui travaillent (parmi celles qui ont eu 2 garçons...).

NOTE 5 : différence en termes de fécondité et d'offre de travail suivant le sexe des deux aînés.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Par contre, les mères ayant des aînés de même sexe ont significativement plus souvent un troisième enfant que lorsque les deux aînés sont de sexe différent. Dans l'échantillon complet, 33,8% des mères ayant deux aînés de même sexe ont un troisième enfant, contre 30% des mères ayant deux aînés de sexe différent. Notre échantillon est donc constitué de deux groupes ayant une « incitation » différente à avoir un troisième enfant : les mères ayant deux aînés du même sexe et celles ayant deux aînés de sexe différent. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Angrist et Evans (1998), bien que les différences observées aux États-Unis soient supérieures (autour de 6 points). Nos résultats sont très proches de ceux de Breton et

⁴³ Parmi les mères d'un garçon (respectivement d'une fille), 58% (respectivement 57,5%) ont eu un deuxième enfant.

Prioux (2005) sur données françaises : ils trouvent en effet que la probabilité d'avoir un troisième enfant est 4,5 points plus élevée lorsque les aînés sont de même sexe. Enfin, la troisième ligne de chaque échantillon donne la proportion de mères actives en fonction du sexe des deux aînés. Les résultats indiquent que les mères travaillent d'autant moins qu'elles ont eu deux enfants de même sexe (donc d'autant moins qu'elles ont une probabilité plus importante d'avoir un troisième enfant). L'idée est que le sexe des deux aînés conditionnerait au moins en partie la décision d'avoir un enfant supplémentaire, qui elle-même influencerait l'offre de travail.

Sous l'hypothèse que l'effet du sexe des deux aînés sur l'activité des mères est entièrement expliqué par son effet sur la fécondité, on peut calculer l'estimateur de Wald qui donne l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères (annexe 3.1). Les estimations de Wald confirment les résultats précédents. Le tableau 4.3 donne les composantes de différents estimateurs de Wald.

Tableau 4.3 – Estimations de Wald

Variables	Toutes			En couple		
	Différence moyenne	Estimations de Wald		Différence moyenne	Estimations de Wald	
		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>
<i>Plus de 2 enfants</i>	0,038 (0,003)	-	-	0,040 (0,004)	-	-
<i>Nombre d'enfants</i>	0,057 (0,006)	-	-	0,060 (0,006)	-	-
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,018 (0,004)	-0,471*** (0,091)	-0,321*** (0,062)	-0,018 (0,004)	-0,460*** (0,091)	-0,307*** (0,061)
<i>Heures / semaine</i>	-0,245 (0,116)	-7,77** (3,78)	-6,15** (2,99)	-0,225 (0,122)	-6,80* (3,73)	-5,30* (2,91)
<i>Temps partiel</i>	0,006 (0,006)	0,176 (0,181)	0,143 (0,147)	0,002 (0,006)	0,060 (0,180)	0,048 (0,144)
<i>Salaire</i>	65,4 (40,5)	2401,4 (1579,7)	1927,0 (1270,2)	74,3 (42,2)	2609,8 (1584,5)	2051,6 (1245,0)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les deux premières lignes donnent le dénominateur de l'estimateur de Wald, c'est-à-dire l'effet d'avoir deux aînés du même sexe sur la fécondité, pour deux variables de fécondité

possibles. La première variable de fécondité considérée indique si la femme a eu un troisième enfant, '*plus de 2 enfants*', et la seconde le '*nombre d'enfants*'. Le sexe des deux aînés a un effet significatif sur les deux variables de fécondité considérées : la probabilité d'avoir un troisième enfant et le nombre moyen d'enfants sont plus élevés lorsque les deux aînés sont de même sexe que lorsqu'ils sont de sexe différent. Ainsi, parmi les familles où les aînés sont de même sexe, la probabilité d'avoir au moins un enfant supplémentaire est plus élevée de 4 points et le nombre moyen d'enfants est plus élevé de 0,06.

En dessous de ces estimateurs figure le numérateur de l'estimateur de Wald, à savoir l'effet d'avoir deux aînés du même sexe sur les différentes variables d'offre de travail. Quatre variables d'offre de travail sont considérées : la participation au marché du travail indique si la mère est active (occupée ou chômeuse) ; lorsque la mère est en emploi, la seconde précise le nombre d'heures travaillées par semaine, la troisième indique si elle travaille à temps partiel et la quatrième donne son salaire mensuel en francs. Ces résultats montrent qu'au-delà d'avoir plus d'enfants, les mères d'aînés de même sexe ont une probabilité plus faible de travailler et travaillent moins d'heures par semaine lorsqu'elles sont en emploi. En revanche, elles n'ont ni un salaire plus faible, ni une probabilité plus forte de travailler à temps partiel, que les mères d'aînés de sexe différent. Nous vérifions dans la suite que l'effet non significatif sur la probabilité de travail à temps partiel et le salaire mensuel est probablement dû au fait que l'effet sur le nombre d'heures travaillées est relativement faible.

Si le sexe des aînés est un aléa affectant l'activité des mères seulement parce qu'il influence la fécondité, le ratio entre l'impact du sexe des aînés sur l'activité et son impact sur la fécondité permet de construire un estimateur de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères (annexe 3.1). Pour chaque échantillon, ces estimateurs de Wald sont présentés dans les colonnes deux et trois. On trouve qu'avoir '*plus de 2 enfants*' réduit l'offre de travail des mères (-0,471) et les heures hebdomadaires travaillées par les mères en emploi (-7,77). Les estimateurs de Wald de l'effet du '*nombre d'enfants*' donnent les effets par enfant (au-delà de deux). Les effets sont donc plus faibles mais restent significatifs. Comme Angrist et Evans (1998), nous décidons de nous concentrer sur la variable endogène '*plus de 2 enfants*' qui met l'accent sur le fait que le saut de fécondité induit par l'instrument '*même sexe*' est un saut de deux enfants à plus de deux enfants.

Les résultats rejoignent ceux obtenus ailleurs, et notamment par Angrist et Evans (1998) sur données américaines : le sexe des aînés affecte le nombre d'enfants, mais également la participation des mères au marché du travail. Toutefois, alors que la méthode et les échantillons sont définis de façon identique, l'amplitude de l'effet du sexe des aînés sur la

fécondité et l'activité féminine diffère. Le sexe des deux aînés a un impact plus faible sur la fécondité en France qu'aux États-Unis (environ 6 points aux États-Unis contre à peine 4 points ici), mais un impact plus important sur l'activité des mères (-0.5 points aux États-Unis contre -1,8 en France). L'estimateur de Wald suggère qu'avoir plus de deux enfants a un effet négatif plus important sur l'activité des mères françaises (environ -0.47) que sur celle des américaines (environ -0.1).

La distribution du sexe des aînés est probablement aléatoire. Dans ce cas, les régressions de la fécondité et de l'offre de travail sur l'instrument '*même sexe*' ont une interprétation causale. Il n'existe pas de test direct de l'exogénéité d'une variable, mais une façon de tester cette hypothèse consiste à comparer les caractéristiques démographiques des mères ayant des aînés de même sexe avec celles des mères ayant des aînés de sexe différent (tableau 4.4). Ces comparaisons font ressortir que les mères ayant des aînés de même sexe ont un nombre d'enfants et une probabilité d'avoir un troisième enfant significativement plus grands que les mères ayant deux aînés de sexe différent.

Tableau 4.4 – Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés

		Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	2ème naissance après 94	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme	Nombre d'enfants	3ème enfant
Toutes	MS	31,3892 (0,0158)	22,7428 (0,0180)	39,2654 (0,1251)	0,2688 (0,0023)	0,8913 (0,0016)	18,0975 (0,0260)	0,1543 (0,0019)	2,4547 (0,0040)	0,3383 (0,0025)
	DS	31,3951 (0,0158)	22,7113 (0,0181)	40,3040 (0,1259)	0,2665 (0,0023)	0,8937 (0,0016)	18,0706 (0,0257)	0,1539 (0,0019)	2,3979 (0,0038)	0,2996 (0,0024)
	Diff	-0,0059 (0,0224)	0,0315 (0,0256)	-1,0386*** (0,1775)	0,0023 (0,0033)	-0,0024 (0,0023)	0,0269 (0,0366)	0,0005 (0,0027)	0,0568*** (0,0055)	0,0387*** (0,0035)
	MS	31,4118 (0,0163)	22,8567 (0,0188)	39,0871 (0,1287)	0,2730 (0,0024)	0,8916 (0,0017)	18,1421 (0,0268)	0,1609 (0,0020)	2,4573 (0,0042)	0,3400 (0,0026)
	DS	31,4125 (0,0164)	22,8144 (0,0189)	40,1949 (0,1305)	0,2693 (0,0024)	0,8931 (0,0017)	18,1146 (0,0265)	0,1598 (0,0020)	2,3972 (0,0040)	0,2998 (0,0025)
	Diff	-0,0007 (0,0231)	0,0423 (0,0267)	-1,1078*** (0,1833)	0,0037 (0,0035)	-0,0015 (0,0024)	0,0275 (0,0377)	0,0011 (0,0029)	0,0601*** (0,0058)	0,0402*** (0,0036)

Degré de significativité : ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Il n'y a aucune différence d'âge, d'âge à la première naissance, de niveau d'éducation ou de nationalité entre les mères par rapport au sexe de leurs deux aînés. En plus des variables analysées par Angrist et Evans (1998), nous introduisons également l'intervalle entre les deux premières naissances ainsi qu'une variable indicatrice égale à 1 si le deuxième enfant est né

après juillet 1994⁴⁴. Il apparaît que la différence d'âge entre les aînés (en mois) est corrélée au sexe des deux aînés. Toutefois la différence d'âge entre les deux aînés n'est inférieure que d'un mois lorsque les aînés sont de même sexe. Nous vérifions dans la suite que l'introduction de cette variable dans les régressions n'altère pas les résultats de manière significative. Les résultats indiquent que la corrélation entre sexe des aînés et fécondité ne s'expliquent pas par d'autres variables susceptibles de biaiser substantiellement les régressions par variable instrumentale. Bien sûr nous ne pouvons produire ce test que sur des variables observables, mais les résultats nous permettent d'être relativement confiants sur le fait que le sexe des aînés est un aléa affectant la fécondité de rang trois.

Au-delà de la question de l'exogénéité, se pose également la question de savoir si le sexe des deux aînés affecte directement l'activité des mères, en dehors de son influence sur la fécondité. D'une part, la corrélation entre '*même sexe*' et l'activité des mères pourrait provenir du fait qu'avoir deux aînés de même sexe plutôt que de sexe différent réduit les dépenses de logement ou encore d'habillement (Rosenzweig et Wolpin, 2000). Avec des dépenses plus faibles, la nécessité d'un deuxième salaire est réduite dans les ménages ayant des aînés de même sexe ce qui pourrait expliquer la participation plus faible des mères dans ces ménages. D'autre part, dans la mesure où '*même sexe*' est un terme d'interaction entre le sexe des deux aînés, il est potentiellement corrélé avec le sexe de l'un d'entre eux. Or comme la probabilité de donner naissance à un garçon est de 0,51 (voir tableau 4.1), il y a une petite corrélation positive entre '*même sexe*' et le sexe des deux aînés : il est plus probable d'avoir des aînés de même sexe garçons que des aînés de même sexe filles (puisque $0,51^2 > 0,49^2$). Cette corrélation pose un problème seulement si le sexe des enfants affecte l'offre de travail des mères pour d'autres raisons que la taille de la fratrie. Si tel est le cas, la corrélation entre le sexe des deux aînés et l'activité des mères est difficilement interprétable : elle capte à la fois l'effet de la fécondité sur l'offre de travail ainsi que l'effet spécifique du sexe des aînés. De tels effets peuvent par exemple apparaître si le sexe des enfants affecte intrinsèquement l'engagement du père dans la famille qui modifie à son tour l'activité de la mère.

Lorsqu'on régresse les variables d'offre de travail sur la probabilité d'avoir un troisième enfant et '*même sexe*', l'effet de '*même sexe*' sur l'offre de travail est non significatif. Ce résultat indique que l'impact du sexe des deux aînés sur l'activité des mères n'est pas direct :

⁴⁴ Breton et Prioux (2005) mettent en avant le fait que l'intervalle entre la première et la deuxième naissance ainsi que le fait que la deuxième naissance soit intervenue avant ou après 1994 pourraient affecter la probabilité d'avoir un troisième enfant.

il ne passe que par la fécondité⁴⁵. Ce résultat est conforté par le fait que, comme Conley (2004), nous avons examiné si la composition sexuelle des fratries strictement supérieures à deux affecte la participation des mères. Si l'effet de '*même sexe*' sur l'activité provient de rendements d'échelle, cet effet devrait également apparaître lorsqu'on restreint l'échantillon aux familles de trois enfants et plus. Or dans ces familles, le taux d'activité des mères ayant trois aînés de même sexe n'est pas plus faible que celui des mères ayant des aînés de sexe différent. On peut donc être assez confiant sur le fait que la composition sexuelle de la fratrie affecte la participation des mères parce qu'elle affecte la fécondité.

Tandis que les estimateurs de Wald illustrent simplement de quelle manière les instruments permettent d'identifier l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous présentons dans la suite les estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) et par les doubles moindres carrés (DMC) des modèles de régression reliant les variables d'offre de travail à la fécondité et à d'autres variables explicatives. L'estimation par les doubles moindres carrés permet:

- d'introduire des variables de contrôle afin de nous donner des estimations plus précises ;
- de contrôler pour tout effet particulier du sexe des aînés lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument ;
- d'exploiter le fait que '*même sexe*' est une variable d'interaction. En décomposant l'instrument '*même sexe*' en deux instruments ('*2 garçons*' et '*2 filles*'), on vérifie qu'il n'y a pas de biais provenant de l'effet propre du sexe sur l'offre de travail des mères.

4.1.3 Modèle et résultats

Nous utilisons un modèle à probabilité linéaire en deux étapes identique à celui de Angrist et Evans (1998). Conley (2004) utilise également un modèle de ce type pour estimer l'impact de la fécondité sur l'activité féminine⁴⁶. On note s_j le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à 1

⁴⁵ Contrairement au tableau 4.4, cet exercice ne permet pas de tester l'exogénéité de la variable instrumentale, c'est-à-dire la présence de biais dans la régression par variable instrumentale à cause de variables omises corrélées avec le sexe des aînés et la fécondité (Bound et Jaeger, 1996).

⁴⁶ Selon Heckman et Macurdy (1985), l'utilisation d'un modèle à probabilité linéaire en deux étapes est justifiée lorsqu'on considère des équations simultanées où l'instrument, la variable endogène et la variable dépendante sont dichotomiques. Il serait techniquement possible d'estimer un modèle probit par les moindres carrés généralisés (Wilde, 2005). Toutefois, l'intérêt d'estimer un modèle de probabilité linéaire est d'une part de ne pas avoir à faire d'hypothèse sur la distribution des erreurs, et d'autre part de produire des résultats comparables avec Angrist et Evans (1998). Pour une discussion complète sur les avantages et les inconvénients des différentes méthodes, le lecteur pourra se reporter à Angrist (2001).

si l'enfant est un garçon, 0 si l'enfant est une fille. L'instrument '*même sexe*' peut alors s'écrire :

$$ms = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$$

Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative endogène '*plus de deux enfants*' x_i ainsi qu'au sexe des deux premiers enfants et aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

Où x_i est égal à 1 si le nombre d'enfants est strictement supérieur à deux, et 0 s'il est égal à deux. Les autres variables explicatives w_i sont des indicateurs d'âge, d'âge à la première naissance, la différence d'âge entre les deux aînés (en mois), si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après juillet 1994, le statut d'immigration, le niveau de diplôme et des effets fixes annuels. L'âge à la première naissance et la différence d'âge entre les deux aînés sont corrélés avec la probabilité d'avoir un troisième enfant (Breton et Prioux, 2005). Un âge précoce à la première naissance et un intervalle court entre les deux premières naissances peuvent avoir une cause commune : le désir d'avoir une descendance nombreuse. Les jeunes mères peuvent avoir un profil particulier (milieu social, niveau de diplôme, nationalité...). L'inclusion de ces deux variables nous permet de contrôler certaines des caractéristiques inobservables qui peuvent affecter la probabilité d'avoir un troisième enfant et l'offre de travail. En juillet 1994, l'Allocation parentale d'éducation a été étendue aux parents de deux enfants dont au moins un est âgé de moins de trois ans. Nous incluons comme variable explicative une indicatrice qui vaut 1 si le deuxième enfant est né après juillet 1994 car le fait de pouvoir bénéficier d'une allocation en cas de suspension ou de réduction d'activité a pu modifier les choix de fécondité et d'activité des mères. Le statut d'immigration est une variable indicatrice qui vaut 1 si la femme est née française. Les effets fixes annuels sont introduits pour contrôler les évolutions de la situation économique qui auraient pu affecter les variables d'intérêt. Par ailleurs, l'introduction simultanée d'effets fixes annuels et de l'âge de la mère permet de contrôler d'éventuels effets de génération : les générations plus jeunes sont à tout âge plus actives et ont moins souvent trois enfants que les générations plus anciennes. Le niveau de diplôme est caractérisé par cinq indicatrices indiquant si la mère n'a aucun diplôme, si elle a un diplôme inférieur au baccalauréat, le baccalauréat, un diplôme niveau baccalauréat + 2 ans, ou un diplôme supérieur.

Dans le modèle juste identifié où '*même sexe*' est l'instrument, l'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' à l'instrument ms_i s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \pi_2 s_{2i} + \gamma(ms_i) + \eta_i$$

La seconde stratégie d'identification utilise les deux composantes de '*même sexe*' comme instrument de '*plus de deux enfants*'. Cette fois, s_{1i} ou s_{2i} doit être retiré de la liste des variables explicatives parce que s_{1i} , s_{2i} , $s_{1i}s_{2i}$ et $(1-s_{1i})(1-s_{2i})$ sont colinéaires. Nous ôtons s_{2i} . Comme nous le montrons par la suite, les résultats ne sont pas sensibles au fait d'enlever s_{1i} et/ou s_{2i} . Nous considérons alors l'équation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' aux instruments s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \gamma_0 (s_{1i}s_{2i}) + \gamma_1 (1-s_{1i})(1-s_{2i}) + \eta_i$$

où $s_{1i}s_{2i}$ vaut 1 si les deux aînés sont des garçons et $(1-s_{1i})(1-s_{2i})$ vaut 1 si les deux aînés sont des filles.

Les résultats de première étape reliant la mixité sexuelle de la fratrie à la fécondité sont reportés dans le tableau 4.5. Ces estimations montrent qu'avoir des aînés de même sexe accroît de 4 points la probabilité d'avoir troisième enfant. Dans un modèle qui contient d'autres variables explicatives, l'estimateur correspondant est de 3,6 points. L'ajout de variables explicatives dans les régressions ne modifie pas significativement les résultats. Les statistiques de Student pour ces effets de première étape sont supérieures à 10.

Le tableau 4.5 montre également qu'avoir un garçon n'a pas d'effet intrinsèque sur le fait d'avoir un troisième enfant. L'effet d'avoir un garçon en premier (colonne 3) est totalement expliqué par la différence entre l'effet d'avoir un garçon en premier et l'effet d'avoir un garçon en deuxième lorsque l'autre enfant est une fille (colonne 2). En outre, '*2 garçons*' et '*2 filles*' ont un effet significatif sur la probabilité d'avoir un troisième enfant (colonne 3)⁴⁷.

La qualité des estimations par variable instrumentale est conditionnée par la qualité des instruments. Conformément à la suggestion de Bound, Jaeger et Baker (1995), nous vérifions que la statistique de Fisher dans la régression de la fécondité sur le sexe des aînés (sans autre variable explicative) est suffisamment élevée. Le critère ayant émergé dans la littérature pour valider la qualité d'un instrument est que la statistique de Fisher partielle soit strictement supérieure à 10. Dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*même sexe*' et dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*2 garçons*' et '*2 filles*', la statistique de Fisher est

⁴⁷ Ces deux coefficients ne sont pas directement comparables. En effet, pour les mères ayant deux aînés garçons, '*garçon 1^{er}*' est égal à 1 et '*2 garçons*' est égal à 1. En revanche, pour les mères ayant deux aînés filles, seul '*2 filles*' est égal à 1. Par conséquent, le coefficient de '*2 filles*' serait comparable avec la somme des coefficients de '*garçon 1^{er}*' et '*2 garçons*'.

supérieure à 120 dans le premier cas, 60 dans le second. Autrement dit, l'instrument explique suffisamment bien la variable explicative endogène '*plus de 2 enfants*'.

Tableau 4.5 – Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant

Variables explicatives	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,006** (0,003)	-0,012*** (0,004)	-	-0,006* (0,003)	-0,011** (0,004)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,005* (0,003)	-	-	0,005 (0,003)	-
<i>Même Sexe</i>	0,039*** (0,003)	0,034*** (0,003)	-	0,040*** (0,004)	0,036*** (0,003)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	0,039*** (0,004)	-	-	0,041*** (0,004)
<i>2 filles</i>	-	-	0,029*** (0,004)	-	-	0,030*** (0,004)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>R²</i>	0,0017	0,2682	0,2682	0,0018	0,2762	0,2762

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2ème*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

L'effet du sexe des deux aînés sur l'activité et les heures travaillées des mères (forme réduite) est présenté en annexe (4.2 et 4.3). Les résultats indiquent qu'avoir deux aînés de même sexe réduit significativement la probabilité de travailler ainsi que le nombre d'heures travaillées des mères, y compris dans un modèle qui contient d'autres explicatives.

On utilise ensuite la mixité sexuelle de la fratrie afin d'estimer l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail. Le tableau 4.6 reporte les résultats des régressions par les moindres carrés ordinaires et par les doubles moindres carrés en utilisant '*même sexe*' et la paire d'indicatrices '*2 garçons*' et '*2 filles*' comme instruments⁴⁸.

Les estimations par les moindres carrés ordinaires suggèrent dans les deux échantillons que la présence d'un troisième enfant réduit la probabilité de travailler de 34 points. Pour les mères en emploi, les heures travaillées par semaine sont réduites d'environ 2 heures et le

⁴⁸ Les résultats ne sont pas différents lorsqu'on utilise des probits ou des probits instrumentés pour l'estimation (annexe 4.4).

salaire d'environ 250 francs par mois, tandis que la probabilité de travailler à temps partiel est accrue d'environ 12 points. Le premier groupe d'estimations par les doubles moindres carrés utilise '*même sexe*' comme instrument. Les résultats suggèrent qu'avoir un troisième enfant entraîne une diminution significative de l'offre de travail des mères et des heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi (pour l'échantillon complet). En revanche, l'effet sur le salaire et la probabilité de travailler à temps partiel est non significatif.

Tableau 4.6 – Effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères

	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>
Variable dépendante:						
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,471*** (0,099)	-0,521*** (0,098)	-0,342*** (0,004)	-0,451*** (0,098)	-0,498*** (0,097)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	2,01 (0,13)	-	-	2,22 (0,11)
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>Heures par semaine</i>	-1,89*** (0,18)	-7,00* (3,86)	-6,90* (3,84)	-1,90*** (0,19)	-5,76 (3,69)	-5,64 (3,65)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,03 (0,97)	-	-	0,02 (0,98)
<i>N</i>	28450	28450	28450	26262	26262	26262
<i>Temps partiel</i>	0,124*** (0,009)	0,123 (0,183)	0,128 (0,181)	0,122*** (0,009)	0,000 (0,177)	0,000 (0,175)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,01 (0,99)	-	-	0,00 (1,00)
<i>N</i>	25777	25777	25777	23808	23808	23808
<i>Salaire</i>	-282,9*** (54,6)	1299,0 (1417,8)	1444,9 (1354,2)	-241,2*** (58,3)	1375,4 (1345,6)	1514,1 (1276,8)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,07 (0,93)	-	-	0,08 (0,92)
<i>N</i>	25548	25548	25548	23468	23468	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les estimations par doubles moindres carrés utilisant le fait d'avoir eu deux filles ou deux garçons comme instruments ne diffèrent pas significativement de l'estimation par '*même sexe*' ni ne permettent d'accroître la précision. Les coefficients et écarts-types de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail changent de moins de 12% lorsqu'on considère '*2 filles*' et '*2 garçons*' plutôt que '*même sexe*'. Les statistiques de tests de suridentification associées à l'utilisation conjointe de '*2 filles*' et '*2 garçons*' permettent de tester la différence d'estimation entre les doubles moindres carrés avec '*2 garçons*' seulement et avec '*2 filles*' seulement. Les p-values de ces tests suggèrent qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux instruments.

Les estimations par les doubles moindres carrés sont imprécises et ne nous permettent pas d'identifier précisément l'ampleur de l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Du fait de cette imprécision, les estimations par les doubles moindres carrés sont non significativement différentes des estimations par les moindres carrés ordinaires. Il n'est donc pas possible de conclure quant à l'existence d'un biais affectant les estimations par les moindres carrés ordinaires et d'identifier le sens de celui-ci⁴⁹. Néanmoins, l'instrumentation nous permet de confirmer qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur l'activité des mères : la corrélation entre fécondité et activité n'est pas seulement due à des effets de structure.

4.1.4 Les résultats sont-ils robustes ?

Les résultats des estimations par les doubles moindres carrés sont insensibles au retrait de s_{1i} et s_{2i} qui indiquent si le premier ou le deuxième enfant est un garçon. Comme '*même sexe*' est un terme d'interaction, les estimations par doubles moindres carrés ont été réalisées en contrôlant les effets spécifiques de s_{1i} et s_{2i} . Il est utile de savoir si le contrôle de ces variables a un effet parce que si tel est le cas, l'identification choisie revient à confondre les effets propres du sexe et l'effet du terme d'interaction. D'après les résultats, les estimations par les doubles moindres carrés varient de moins de 1,5% lorsqu'on enlève s_{1i} et s_{2i} des régresseurs.

Les résultats du tableau 4.6 ne sont pas modifiés lorsqu'on ajoute d'autres explicatives. Par exemple, lorsque nous ajoutons des termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, des termes quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance, les estimations par doubles moindres carrés donnent les résultats suivants pour les femmes en couple: les coefficients sont

⁴⁹ Angrist et Evans (1998) trouvent que les estimations par les moindres carrés ordinaires sont légèrement biaisées à la hausse.

respectivement de -0,454 (0,099) pour la participation au marché du travail et de -6,22 (3,85) pour le nombre d'heures travaillées par semaine lorsqu'elles sont en emploi. Par rapport aux résultats du tableau 4.6, les coefficients estimés pour l'offre de travail et les heures travaillées par les doubles moindres carrés se situent respectivement dans un intervalle de 1% et 9%. Ces résultats sont conformes avec l'hypothèse selon laquelle la mixité sexuelle de la fratrie est aléatoire.

Lorsqu'on étudie la probabilité d'emploi plutôt que la probabilité d'activité, les résultats diffèrent légèrement (tableau 4.7). Dans ce cas, l'étude porte sur le statut d'emploi des mères (en emploi d'un côté, au chômage ou inactive de l'autre) plutôt que sur leur choix d'activité. On trouve qu'avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur la probabilité d'emploi des mères, cet effet étant non significativement plus faible que lorsqu'on considère le taux d'activité.

Tableau 4.7 – Effet du troisième enfant sur l'offre de travail et l'emploi des mères

	Toutes		En couple	
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	-	<i>Même sexe</i>
Variable dépendante:				
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,471*** (0,099)	-0,342*** (0,004)	-0,451*** (0,098)
<i>Emploi</i>	-0,294*** (0,004)	-0,281*** (0,101)	-0,299*** (0,004)	-0,276*** (0,100)
<i>N</i>	71542	71542	65964	65964

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Ce résultat suggère que lorsque le nombre d'enfants croît exogènement de deux à plus de deux, le taux d'emploi des mères diminue, mais potentiellement moins que le taux d'activité. Ainsi l'impact négatif de la fécondité sur l'offre de travail des mères résulte notamment du fait qu'au moment de la naissance d'un troisième enfant, les mères qui étaient au chômage deviennent inactives. Les mères qui souhaitaient travailler mais qui ne trouvaient pas d'emploi se retirent donc du marché du travail lorsqu'elles ont un troisième enfant. Lorsque

les chômeuses sont regroupées avec les inactives, l'effet de la fécondité sur l'emploi des mères est donc légèrement plus faible : lorsque les mères sont en emploi, la naissance d'un troisième enfant a un effet négatif sur leur statut d'emploi, mais plus faible que pour les chômeuses. Le statut d'emploi résulte du choix des mères de travailler, mais également de la décision des employeurs de les embaucher. C'est cela qui distingue le statut d'emploi du statut d'activité étudié précédemment. Les résultats pourraient donc provenir d'un effet sur l'offre de travail mais également d'un effet sur la demande de travail. Les mères de trois enfants et plus ont peut-être plus de mal à concilier leur vie familiale avec un emploi que les mères de deux enfants, ce qui les inciterait à se retirer du marché du travail. Mais il est aussi possible que les employeurs emploient moins les mères lorsqu'elles ont trois enfants et plus que lorsqu'elles ont deux enfants.

Nos résultats sont également robustes à l'utilisation d'un autre instrument : la naissance de jumeaux de rang deux. Une seconde naissance gémellaire constitue une autre source de variation exogène du nombre d'enfants permettant de mesurer les effets du passage de deux à trois enfants. En forçant le passage à une famille de trois enfants, les naissances gémellaires en deuxième position sont associées à un taux d'activité des mères inférieur de 12 points à celui des autres mères d'au moins deux enfants (annexe 4.5). Conformément au résultat standard selon lequel plus les mères sont âgées à la naissance, plus la probabilité d'avoir des jumeaux est grande, on trouve qu'avoir des jumeaux est plus probable pour des femmes ayant leur premier enfant plus tard, ayant la nationalité française (de naissance), et ayant terminé leurs études plus tard (annexe 4.5). Cela peut donc introduire un biais dans les estimations lorsque '*jumeaux-2*' est utilisé comme instrument. Nous réduisons ce biais en introduisant ces variables explicatives dans les régressions.

Logiquement, nous trouvons qu'avoir des jumeaux en deuxième naissance accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant. Par ailleurs, cela réduit la probabilité de travailler des mères ainsi que le nombre d'heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi. Les régressions par les doubles moindres carrés indiquent qu'avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler des mères de presque 20 points, et les heures travaillées d'environ 2 heures par semaine lorsqu'elles sont en emploi (annexe 4.5). Pour les mères en emploi, on trouve également qu'avoir plus de deux enfants réduit légèrement le salaire mensuel (environ 400 francs) et accroît la probabilité de travail à temps partiel (environ 9 points).

4.1.5 L'ampleur de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères

Quel que soit l'instrument utilisé (*'même sexe'* ou *'jumeaux-2'*), avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur la probabilité de travailler et sur le nombre d'heures travaillées. Néanmoins, suivant l'instrument utilisé, la précision des estimations et l'ampleur de l'effet estimé varient. Afin d'estimer plus précisément l'ampleur de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères, nous utilisons les deux instruments simultanément (tableau 4.8).

Ces résultats sont cohérents avec les résultats produits lorsque les deux instruments sont utilisés séparément : avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler des mères ainsi que les heures travaillées des mères en emploi. Par ailleurs, avoir plus de deux enfants accroît légèrement la probabilité des mères en emploi de travailler à temps partiel mais n'a pas d'effet sur leur salaire. Les statistiques de Fisher de première étape indiquent que notre couple d'instruments n'est pas faible et produit donc des résultats robustes. Le test de suridentification montre que les deux instruments ne sont globalement pas différents, sauf dans le cas de la participation au marché du travail où les résultats sont plus proches de ceux que l'on trouve lorsque les naissances gémellaires sont utilisées seules comme instrument. Cela est probablement dû au fait que le choc de fécondité provoqué par les deux instruments diffère et qu'il est plus fort dans le cas des naissances gémellaires.

Les estimations par les doubles moindres carrés sont plus précises et nous permettent de mieux identifier l'ampleur de l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères : il serait d'environ 20 points sur la participation des mères au marché du travail et d'environ 2 heures et demie sur les heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi. Pour la participation des mères au marché du travail, les estimations par les doubles moindres carrés sont significativement plus faibles que les estimations par les moindres carrés ordinaires (tableau 4.6, -0,34) : ces dernières surestiment l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail. Ces estimations suggèrent qu'avoir plus de deux enfants n'induit que rarement un passage à temps partiel (environ 8 points) et n'affecte pas le salaire des mères en emploi (contrairement à Angrist et Evans, 1998). Cela provient probablement du fait que la réduction du nombre d'heures travaillées par semaine est relativement faible.

Tableau 4.8 – Effet du troisième enfant sur l'offre de travail en utilisant conjointement
'Même sexe' et 'Jumeaux-2'

	Toutes	En couple
Méthode d'estimation	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	<i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:		
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,188*** (0,024)	-0,209*** (0,025)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	866,62 (<0,0001)	787,43 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	3,24 (0,04)	3,24 (0,04)
<i>N</i>	71542	65964
<i>Heures par semaine</i>	-2,27** (0,90)	-2,53*** (0,96)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	516,65 (<0,0001)	455,20 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,38 (0,68)	0,38 (0,68)
<i>N</i>	28450	26262
<i>Temps partiel</i>	0,082* (0,043)	0,087* (0,046)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	475,66 (<0,0001)	412,62 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,12 (0,89)	0,12 (0,89)
<i>N</i>	25777	23808
<i>Salaire</i>	-341,0 (224,1)	-367,7 (235,7)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	475,51 (<0,0001)	418,12 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,95 (0,39)	0,95 (0,39)
<i>N</i>	25548	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Dans la mesure où l'échantillon est restreint à des femmes relativement jeunes ayant deux enfants ou plus, ces résultats ne sont pas forcément généralisables. Si l'on considère l'échantillon élargi des mères âgées de 21 à 40 ans, les résultats ne sont pas significativement différents. Que l'on considère l'effet des instruments sur la fécondité ou sur l'activité, ou

l'effet de la fécondité sur l'activité, les coefficients sont de même ampleur mais mieux estimés : les effets vont dans le même sens mais leur degré de significativité s'accroît lorsque l'échantillon est étendu. On trouve qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la probabilité d'activité des mères de 17 points et les heures travaillées de 2,3 heures (contre 19 points et 2,3 heures sur les 21-35 ans). Dans ce cas, avoir plus de deux enfants accroît la probabilité de travail à temps partiel de 14 points et cet effet est significatif au seuil de 1%, et réduit le salaire mensuel moyen d'environ 320 francs et cet effet est significatif au seuil de 10%.

Par ailleurs, dans la mesure où les résultats obtenus à partir de l'instrument '*jumeaux-2*' pourraient être biaisés, nous vérifions que nous obtenons des résultats comparables à partir de l'instrument '*même sexe*' sur le recensement de la population de 1990 (annexe 4.6). L'avantage du recensement est qu'il contient plus d'observations et permet donc d'obtenir des estimations plus précises en utilisant l'instrument '*même sexe*'. L'inconvénient est qu'il contient moins d'informations sur l'activité. En particulier, le nombre d'heures travaillées n'est pas renseigné. Nous trouvons que l'impact de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est d'environ 25 points.

Par conséquent, les résultats obtenus à partir de sources, d'instruments et d'échantillons différents indiquent qu'avoir plus de deux enfants entraîne une réduction de la participation des mères au marché du travail entre 17 et 25 points et des heures travaillées de 2 heures lorsqu'elles sont en emploi. L'impact de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est plus élevé en France qu'aux Etats-Unis. Il est ainsi de 0,209 (0,025) pour les mères françaises en couple dans les années 1990 contre 0,104 (0,024) aux Etats-Unis (Angrist et Evans, 1998). Ces différences ont probablement des causes institutionnelles dont l'analyse mériterait d'être approfondie. En particulier, le fait que les aides financières à la suspension d'activité pour les parents de jeunes enfants soient plus développées en France qu'aux Etats-Unis pourrait expliquer cette différence.

Alors que le taux de fécondité de rang trois a diminué dans le temps, le taux d'activité des mères d'au moins deux enfants a augmenté. Cette baisse tendancielle de la fécondité représente un candidat naturel pour expliquer la hausse de l'activité des mères.

La probabilité d'avoir plus de deux enfants pour les mères âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants est passée de 33% à 30% entre 1982 et 2002, soit une baisse 3 points (enquêtes Emploi). Sur la même période, le taux d'activité de ces mères est passé de 50,5% à 59,5%, soit une hausse de 9 points.

En utilisant l'estimation de l'impact d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères (-0,188), on estime que la baisse de la fécondité de rang trois explique environ 0,6 points (0,032*0,188) de la hausse de l'activité observée sur cette période. Cela suggère que bien que la fécondité affecte nettement l'activité des mères, l'accroissement de la participation des mères au marché du travail a été tellement plus important que la baisse de la fécondité que cette dernière explique seulement une faible part de la hausse du taux d'activité des mères.

4.1.6 L'impact de la fécondité sur l'activité des pères

Le tableau 4.9 expose les résultats pour les pères d'au moins deux enfants.

Tableau 4.9 – Effet du troisième enfant sur l'offre de travail des pères

	Tous			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	Même sexe	2 garçons, 2 filles	-	Même sexe	2 garçons, 2 filles
Variable dépendante:						
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,004*** (0,001)	0,038 (0,027)	0,035 (0,027)	-0,004*** (0,001)	0,040 (0,027)	0,038 (0,027)
<i>Test de suridentification</i>	-	-	0,36 (0,69)	-	-	0,23 (0,80)
<i>N</i>	45010	45010	45010	44651	44651	44651
<i>Heures par semaine</i>	-0,42*** (0,10)	1,01 (1,94)	1,03 (1,94)	-0,43*** (0,10)	0,95 (1,95)	0,95 (1,95)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,00 (1,00)	-	-	0,00 (1,00)
<i>N</i>	35343	35343	35343	35105	35105	35105
<i>Temps partiel</i>	0,004* (0,002)	-0,010 (0,040)	-0,010 (0,040)	0,004* (0,002)	-0,009 (0,037)	-0,012 (0,036)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,20 (0,82)	-	-	0,19 (0,83)
<i>N</i>	33153	33153	33153	32927	32927	32927
<i>Salaire</i>	-20,0 (49,8)	927,5 (835,0)	917,8 (832,5)	-17,6 (50,1)	837,5 (835,0)	825,3 (831,8)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,01 (0,99)	-	-	0,01 (0,99)
<i>N</i>	31784	31784	31784	31561	31561	31561

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable 'garçon 2^{ème}' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Comme pour les mères, avoir des aînés de même sexe a un effet significativement positif sur la probabilité d'avoir un troisième enfant.

Nos résultats confirment les résultats d'Angrist et Evans (1998) sur données américaines : tandis que les moindres carrés ordinaires font apparaître un lien faible mais significativement négatif entre avoir plus de deux enfants et l'activité des pères, les doubles moindres carrés ne font apparaître aucun effet significatif d'une naissance supplémentaire sur leur activité⁵⁰. Avoir un troisième enfant n'entraîne ni une réduction de la probabilité de travailler ni une diminution des heures travaillées pour les pères en emploi.

Ces résultats concordent avec le fait que ce sont plutôt les mères qui doivent affronter simultanément responsabilités familiales et professionnelles.

4.2 L'impact de la fécondité sur l'activité des mères varie-t-il en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques ?

4.2.1 L'âge du benjamin

Avoir trois enfants plutôt que deux peut être plus difficile à concilier avec une activité professionnelle lorsque les enfants sont plus jeunes. Notamment, lorsque le benjamin a moins de six ans⁵¹, c'est-à-dire avant qu'il entre à l'école primaire, les parents peuvent avoir davantage besoin de modes de garde. A défaut, l'impact négatif du nombre d'enfants sur l'activité peut être accru. La première colonne du tableau 4.10 donne pour chaque échantillon la proportion de femmes actives suivant l'âge du benjamin ainsi que le nombre moyen d'heures effectuées par semaine pour celles qui travaillent : on constate que la proportion de mères actives est plus importante lorsque le benjamin a six ans ou plus. Par contre, lorsqu'elles sont actives, elles travaillent à peu près le même nombre d'heures par semaine.

Afin de tenir compte de l'âge du benjamin, nous avons créé une variable d'interaction entre la variable explicative (*'plus de deux enfants'*) et une indicatrice qui vaut 1 si le

⁵⁰ On trouve les mêmes résultats sur le recensement de la population de 1990 (annexe 4.6).

⁵¹ Nous appelons benjamin le deuxième enfant si la femme a deux enfants, et le troisième si elle a plus de deux enfants. Nous préférons classer les mères d'au moins trois enfants en fonction de l'âge du troisième enfant plutôt que du dernier afin de pouvoir comparer les réductions d'activité lorsque le second et le troisième enfant sont dans la même tranche d'âge. De plus, l'âge du dernier enfant est corrélé avec le nombre d'enfants : plus une mère a d'enfants, plus le dernier est jeune, plus la probabilité qu'elle soit dans la catégorie « 0-5 ans » est grande. Dans ce cas, la répartition des mères ayant trois enfants ou plus entre les deux catégories serait biaisée : alors que la catégorie « 0-5 ans » contiendrait proportionnellement plus de mères ayant strictement plus de trois enfants, la catégorie « + de 5 ans » contiendrait proportionnellement plus de mères ayant trois enfants.

benjamin a moins de six ans. Les estimations par les moindres carrés ordinaires indiquent que quel que soit l'âge du benjamin, les mères ayant plus de deux enfants participent moins au marché du travail que celles ayant deux enfants, et lorsqu'elles sont en emploi, elles travaillent moins d'heures par semaine. Les retraits du marché du travail sont significativement plus fréquents lorsque le benjamin a moins de six ans : dans ce cas, l'activité des mères de plus de deux enfants est inférieure à celle des mères de deux enfants d'environ 31 points, contre 23 points lorsque le benjamin a au moins six ans.

Tableau 4.10 - Effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères conditionnellement à l'âge du benjamin

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	0,589	-0,306*** (0,005)	-0,200*** (0,027)	0,583	-0,306*** (0,006)	-0,206*** (0,028)
Le benjamin a 6 ans ou plus	0,688	-0,227*** (0,007)	-0,093** (0,046)	0,668	-0,231*** (0,008)	-0,144*** (0,050)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	33,5	-1,75*** (0,24)	-0,41 (1,14)	33,4	-1,86*** (0,25)	-0,51 (1,21)
Le benjamin a 6 ans ou plus	33,7	-1,97*** (0,30)	-4,34*** (1,43)	33,6	-1,93*** (0,32)	-5,02*** (1,51)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme, des effets fixes annuels et une indicatrice qui vaut 1 si la mère a eu quatre enfants ou plus. L'effet principal de l'âge du benjamin est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

L'estimation par variable instrumentale donne l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères en fonction de l'âge du benjamin lorsque '*même sexe*' et '*jumeaux-2*' sont utilisés comme instruments. Nous avons privilégié cette stratégie d'instrumentation qui donne des estimations plus précises que lorsque '*même sexe*' est utilisé seul.

Les estimations par les doubles moindres carrés montrent qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail, et ce quel que soit l'âge du benjamin. Lorsque 'même sexe' et 'jumeaux-2' sont utilisés simultanément, l'impact d'avoir plus de deux enfants est légèrement plus important lorsque le benjamin a moins de six ans. Pour les femmes en couple, avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail de 21 points lorsque le benjamin a moins de six ans contre 14 points lorsqu'il a au moins six ans. Néanmoins la différence entre ces coefficients n'est pas significative⁵². Ces résultats indiquent qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif durable sur la participation des mères au marché du travail : une proportion significative de mères se retirent du marché du travail lorsque le benjamin a moins de six ans et ne reviennent pas lorsqu'il est plus âgé. Ces résultats sont confirmés par ceux obtenus à partir de l'instrument '*même sexe*' sur le recensement de 1990 (annexe 4.7).

En revanche, avoir plus de deux enfants réduit davantage le nombre d'heures travaillées lorsque le benjamin a six ans ou plus : la baisse est alors d'environ 4 heures, alors qu'elle est non significative lorsque le benjamin a moins de six ans. Ce résultat pourrait provenir du fait qu'un petit nombre de mères reviennent sur le marché du travail après s'être interrompue de travailler lorsque leur enfant était plus jeune et que dans ce cas, elles reviennent à temps partiel.

4.2.2 Le niveau de diplôme de la mère

Nous avons également réalisé le même type d'exercice en distinguant les mères selon leur niveau de diplôme. L'intérêt de cette variante est que le niveau de diplôme donne une mesure approchée du niveau de salaire que pourraient avoir les mères inactives si elles étaient actives. Or, les mères peuvent avoir à arbitrer financièrement entre le gain résultant d'une activité professionnelle et le coût que celle-ci engendre (en termes de garde d'enfants par exemple). Par conséquent, plus leur salaire potentiel est faible, plus elles sont incitées à être inactives. Nous étudions dans cette partie si lorsque les mères sont moins diplômées (c'est-à-dire lorsque leur salaire potentiel est plus faible), le passage de deux à plus de deux enfants est plus difficile à concilier avec une activité professionnelle.

⁵² Par exemple, pour l'échantillon complet, la différence vaut : $0,206 - 0,144 = 0,062$, avec un écart-type de $(0,028^2 + 0,050^2)^{0,5} = 0,057$.

Nous reportons dans le tableau 4.11 les estimations par les moindres carrés ordinaires et les doubles moindres carrés de l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur l'offre de travail des mères conditionnellement à leur niveau d'études. Les femmes que nous appelons diplômées ont plus que le bac (elles représentent 15% de notre échantillon total et 16% des femmes en couple), et les moins diplômées ont un niveau d'études inférieur ou égal au bac. La première colonne de chaque échantillon donne la proportion de femmes actives dans chaque catégorie ainsi que le nombre moyen d'heures effectuées par semaine pour celles qui travaillent : on constate que la proportion de mères diplômées actives est plus importante que celle des mères moins diplômées ; en revanche, lorsqu'elles sont actives, les mères moins diplômées travaillent environ le même nombre d'heures par semaine.

Tableau 4.11 – Effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères conditionnellement au niveau d'études

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Education de la mère > bac	0,786	-0,286*** (0,011)	-0,085 (0,052)	0,781	-0,284*** (0,011)	-0,085 (0,053)
Education de la mère <= bac	0,588	-0,361*** (0,004)	-0,219*** (0,027)	0,575	-0,361*** (0,005)	-0,249*** (0,028)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Education de la mère > bac	33,3	-2,22*** (0,41)	-2,65 (1,86)	33,2	-2,26*** (0,42)	-2,09 (1,90)
Education de la mère <= bac	33,6	-1,85*** (0,20)	-2,26** (1,02)	33,6	-1,85*** (0,21)	-2,81*** (1,10)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration et des effets fixes annuels. L'effet principal du diplôme est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les régressions par les moindres carrés ordinaires font effectivement apparaître une corrélation négative plus importante entre fécondité et participation au marché du travail pour

les mères moins diplômées. Par contre, lorsque elles sont en emploi, la réduction du nombre d'heures travaillées par semaine suite à une troisième naissance ne diffère pas selon le diplôme de la mère.

Les résultats des régressions par variables instrumentales font apparaître que l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères est significativement négatif uniquement pour les moins diplômées. Il semble ainsi que les mères moins diplômées adaptent leur activité professionnelle lorsqu'elles ont un troisième enfant : environ 25% d'entre elles cessent leur activité professionnelle. Ces résultats sont conformes aux modèles standard d'offre de travail dans lesquels la participation des mères au marché du travail est conditionnelle au fait que leur salaire potentiel est plus ou moins grand que l'utilité marginale de substitution entre le temps travaillé et le temps passé avec les enfants.

Pour les mères plus diplômées, on trouve qu'avoir plus de deux enfants n'a pas d'effet sur leur probabilité d'activité. Ainsi, alors qu'avoir plus de deux enfants incite fortement les mères moins diplômées à se retirer du marché du travail, cela n'est pas le cas des mères plus diplômées. Les résultats sont confirmés par ceux obtenus à partir du recensement (annexe 4.8) : avoir un troisième enfant affecte significativement la probabilité d'activité des mères moins diplômées seulement.

Les résultats pour les heures travaillées sont moins clairs : bien que l'impact de la fécondité sur les heures travaillées par les mères en emploi ne soit significatif que pour les mères moins diplômées, la différence entre les deux coefficients n'est pas significative⁵³.

Ces résultats coïncident avec les observations faites par d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation particulièrement pesantes pour les femmes non diplômées qui peuvent être amenées à se retirer du marché du travail pour élever leurs enfants. Avec un niveau de qualification plus faible et des arrêts d'activité plus fréquents, leurs perspectives de retour à l'emploi sont moins favorables. Par conséquent, les femmes peuvent s'installer dans des situations de sous-emploi. On retrouve ici le dilemme des « vingt ans » mis en évidence dans le rapport de Majnoni d'Intignano (1999) sur l'égalité entre hommes et femmes. Selon ce rapport, entre vingt et trente ans, se dessinent alors deux profils de femmes : celles qui retardent les maternités afin de mener à bien leur projet professionnel, et celles qui privilégient la famille et font des enfants relativement jeunes. Notre échantillon de femmes ayant eu au moins deux enfants avant 35 ans fait en majorité partie de la seconde situation,

⁵³ Par exemple, pour l'échantillon complet, la différence entre le coefficient pour les mères plus diplômées et les mères moins diplômées vaut : $2,65 - 2,26 = 0,39$, avec un écart-type de $(1,86^2 + 1,02^2)^{0,5} = 2,1$.

c'est-à-dire de maternités relativement précoces. On peut penser que les femmes qualifiées qui ont eu des enfants relativement jeunes ont mieux réussi à combiner vie familiale et vie professionnelle, peut-être en externalisant davantage la garde de leurs enfants, ce qui explique qu'avoir plus de deux enfants impacte moins négativement leur activité. En revanche pour les moins diplômées, les difficultés pour trouver un mode de garde accessible et les possibilités de congé parental rémunéré peuvent avoir servi de « bouée de sauvetage » à une insertion professionnelle difficile. Le rapport du Conseil d'analyse économique insiste en particulier sur l'effet de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants en 1994. Le taux d'activité des mères de deux enfants dont un de moins de trois ans a chuté de 15 points dès 1995 (de 70% à 55%) et s'est ensuite stabilisé. Cette mesure a été particulièrement utilisée par les mères peu qualifiées ou ayant connu fréquemment le chômage et qui ont plus de mal à trouver un mode de garde satisfaisant. Nous étudions dans les chapitres suivants de quelle manière le congé parental rémunéré peut altérer l'impact négatif du troisième enfant sur l'activité des mères et rendre plus difficile la conciliation entre vie familiale et professionnelle.

4.2.3 La taille de la ville de résidence

Suivant la taille de la ville de résidence, les opportunités d'emploi et de garde d'enfants varient. Avoir plus de deux enfants pourrait être plus difficile à concilier avec une activité professionnelle dans les villes où le taux de chômage est plus élevé ou dans celles où les modes de garde sont plus rares ou plus chers.

C'est dans les grandes villes (hors agglomération parisienne) que le taux de chômage est le plus élevé (Bouvard, Combes et al., 2008). Au contraire, du point de vue des modes de garde, c'est dans l'agglomération parisienne que la situation est peut être la moins favorable à l'emploi des mères : avant que l'enfant entre en maternelle, les modes de garde les plus coûteux (assistante maternelle non agréée et garde à domicile) y sont plus répandus qu'ailleurs (Blanpain, 2006b) ; une fois l'enfant scolarisé, c'est également dans l'agglomération parisienne que les modes de garde payant après 16h30 sont les plus répandus (Blanpain, 2006a).

Les résultats (tableau 4.12) indiquent que l'impact négatif de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail ne varie pas de manière significative en fonction

de la taille de la ville de résidence⁵⁴ : avoir plus de deux enfants réduit la participation au marché du travail de 21 points lorsqu'elles habitent dans une ville de plus de 20 000 habitants (hors agglomération parisienne), de 19 points dans l'agglomération parisienne et de 17 points dans les villes plus petites. Nos résultats sur le recensement (annexe 4.9) confirment cette tendance générale : l'impact négatif de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail ne varie pas selon la taille de la ville de résidence.

De même, l'effet sur les heures travaillées ne varie pas de manière significative en fonction de la taille de la ville de résidence.

Tableau 4.12 - Effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères conditionnellement à la taille de la ville de résidence

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Agglomération parisienne	0,664	-0,292*** (0,011)	-0,185*** (0,062)	0,646	-0,295*** (0,011)	-0,189*** (0,066)
Ville > 20 000 habitants	0,580	-0,356*** (0,006)	-0,212*** (0,040)	0,564	-0,357*** (0,007)	-0,261*** (0,043)
Ville ≤ 20 000 habitants	0,637	-0,343*** (0,006)	-0,169*** (0,035)	0,631	-0,340*** (0,006)	-0,171*** (0,036)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Agglomération parisienne	35,5	-1,12*** (0,39)	-3,15 (2,28)	35,4	-1,12*** (0,43)	-3,12 (2,71)
Ville > 20 000 habitants	33,0	-2,02*** (0,29)	-2,38* (1,39)	32,9	-2,03*** (0,31)	-3,36** (1,54)
Ville ≤ 20 000 habitants	33,3	-2,12*** (0,25)	-1,96 (1,34)	33,3	-2,13*** (0,25)	-1,85 (1,35)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de la taille de la ville est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

⁵⁴ Par exemple, pour la participation au marché du travail des mères en couple, la différence des coefficients vaut : $0,261 - 0,171 = 0,090$; avec un écart-type de $(0,043^2 + 0,034^2)^{0.5} = 0,056$.

Ces résultats ne permettent donc pas de confirmer l'hypothèse selon laquelle l'impact de la fécondité sur l'activité des mères pourrait être lié au taux de chômage local et à l'accès à des modes de garde peu coûteux. D'autres caractéristiques locales pourraient expliquer ce résultat. Par exemple, si des normes sociales moins favorables au travail des mères se sont développées dans les petites villes, cela pousserait l'impact de la fécondité sur l'activité des mères dans le sens opposé : à la hausse dans les petites villes et à la baisse ailleurs. Dans ce cas, en moyenne, l'impact de la fécondité sur l'activité des mères ne varie pas en fonction de la taille de la ville de résidence.

4.3 Synthèse

L'impact de la fécondité sur l'offre de travail est difficilement mesurable du fait de l'endogénéité de la décision d'avoir des enfants. Alors qu'un nombre important d'études a mis en évidence la corrélation négative entre nombre d'enfants et activité professionnelle des mères, très peu ont réellement démontré qu'avoir plus d'enfants réduisait significativement la participation des mères au marché du travail. En utilisant deux sources de variation exogène et aléatoire de la fécondité, nous montrons qu'avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail d'environ 20 points. D'après nos résultats l'estimation par les moindres carrés ordinaires, qui donnent un effet de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail plus important (34 points), est donc biaisée. Par ailleurs, nous trouvons que l'impact d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail est significativement plus grand que celui estimé par Angrist et Evans (1998) sur données américaines (10 points). Lorsque les mères françaises sont en emploi, avoir plus de deux enfants entraîne une diminution significative du nombre d'heures travaillées par semaine (environ 2 heures). L'impact de la fécondité sur la probabilité de travailler à temps partiel est relativement faible (8 points) et il est non significatif sur le salaire.

Nous trouvons également que l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères ayant au maximum le baccalauréat. Ces résultats sont cohérents avec d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation qui pèsent particulièrement sur ces mères. En effet, l'incitation financière au retrait d'activité que constitue l'Allocation parentale d'éducation pourrait expliquer ces résultats. L'objectif des chapitres suivants est d'affiner l'analyse en étudiant comment certaines politiques familiales peuvent altérer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères.

Deuxième partie

FECONDITE ET ACTIVITE DES MERES : L'IMPACT DES POLITIQUES FAMILIALES

Chapitre 5

Politiques familiales et conciliation entre vie familiale et vie professionnelle

« Concilier la vie familiale et la vie professionnelle met en jeu deux objectifs importants pour les individus comme pour la société : d'une part, la capacité à participer pleinement à la vie active, pour en tirer un revenu, mais aussi pour chercher un accomplissement dans l'activité sociale...et, d'autre part, donner ce qu'il y a de meilleur à ses enfants et répondre au mieux à leurs besoins. Ces aspirations ne s'excluent pas nécessairement l'une l'autre. [Un déséquilibre entre travail et devoirs familiaux] peut affecter les décisions familiales ou professionnelles ou encore des deux. Parents ou parents potentiels [...] peuvent décider de remettre à plus tard la conception d'un enfant, ne pas en avoir autant, ou ne pas avoir d'enfant du tout. Alternativement certains peuvent opter pour la modification de leur comportement sur le marché du travail... [Certains parents] préfèrent prendre soin de leurs enfants à plein-temps quelles que soient leurs possibilités de travail. [Mais] d'autres parents souhaiteraient travailler, ou travailler davantage d'heures, mais ne le font pas, faute [...] d'accès à des services [de garde dont ils auraient besoin pour continuer leur carrière]. D'autres encore passent tant de temps au travail que leur famille peut être mise à rude épreuve. »⁵⁵

C'est la raison pour laquelle les politiques publiques de conciliation sont un enjeu majeur de la politique familiale. Celle-ci doit résoudre l'arbitrage potentiellement contradictoire entre fécondité et activité en permettant aux parents d'avoir le nombre d'enfants qu'ils désirent et de travailler autant qu'ils le souhaitent. Soutenir la volonté des couples d'avoir des enfants et celle des mères de travailler constituent deux objectifs essentiels. D'une part, les politiques

⁵⁵ « Bébés et employeurs, comment réconcilier travail et vie de famille », (2002), volume 1 : Australie, Danemark et Pays-Bas, OCDE.

publiques visant à accroître la fécondité sont nécessaires afin de garantir un niveau supérieur à celui qui assure le renouvellement des générations. D'autre part, soutenir l'activité des femmes est souhaitable d'un point de vue économique puisque comme le note Pierre-Alain Muet en introduction du rapport du Conseil d'analyse économique sur l'égalité entre hommes et femmes⁵⁶, « la participation des femmes à l'activité économique est un puissant facteur d'amélioration des performances économiques des pays développés parce qu'elle permet la diversification des talents et oriente la demande des ménages vers des services [...] à fort contenu en emploi ». En outre, dans les prochaines années, les départs massifs à la retraite créant une pénurie de main d'oeuvre, le travail des femmes sera indispensable. L'objectif de cette partie est de s'interroger sur l'effet potentiel des politiques familiales françaises en termes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Nous nous intéressons en particulier aux politiques familiales qui visent à favoriser la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, soit explicitement, ou qui l'affectent indirectement (par exemple en stimulant la fécondité, certaines mesures peuvent affecter négativement l'activité des mères). Les politiques familiales françaises facilitent-elles ou non le cumul de responsabilités familiales et professionnelles ?

Historiquement, les politiques familiales françaises ont privilégié la fécondité ou le travail des mères, jamais les deux simultanément. Jusqu'en 1962, l'objectif de la politique familiale était de soutenir la fécondité et non l'activité féminine. Depuis 1962, la politique familiale oppose moins fécondité et travail des femmes. En devenant moins généreuse, elle a pu avoir l'effet inverse des politiques natalistes, en conduisant des mères qui auraient préféré rester au foyer à travailler par nécessité financière. Aujourd'hui, la question de la conciliation entre vie familiale et vie professionnelles est d'actualité puisque parmi la population active, près de 40% des individus « trouvent que leur travail rend difficile l'organisation de leur vie de famille », proportion qui s'élève à 50% pour les parents d'enfants de moins de 11 ans (Garner, Méda et Sénik, 2004). Nous présentons dans la première partie de ce chapitre quelques données de cadrage sur le lien entre fécondité et activité des femmes dans les pays européens. Nous analysons dans la seconde partie les politiques familiales françaises en regard de la typologie de Fouquet, Gauvin et Letablier (1999). Nous discutons ensuite de la façon dont les politiques familiales peuvent affecter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle et donc la participation des mères selon le nombre d'enfants.

⁵⁶ Majnoni d'Intignano (1999).

5.1 Taux d'activité des femmes et taux de fécondité en Europe

Dans l'Union européenne, la majorité des femmes sont actives, mais leur taux d'activité varie fortement d'un pays à l'autre (tableau 5.1). Il est bien plus élevé dans les pays scandinaves que dans les pays du Sud de l'Europe.

Tableau 5.1 - Taux d'activité des femmes et taux de fécondité en 2004

Pays	Taux d'activité	Taux de fécondité
Italie	50,6%	1,33
Hongrie	54,0%	1,28
Grèce	54,1%	1,29
Luxembourg	55,9%	1,69
Espagne	57,7%	1,32
Irlande	58,0%	1,93
Pologne	58,2%	1,23
République tchèque	62,2%	1,22
Slovaquie	62,9%	1,24
France	63,8%	1,91
Autriche	64,2%	1,42
Allemagne	65,8%	1,36
Australie	66,9%	1,77
Portugal	67,0%	1,40
Pays Bas	67,8%	1,73
Etats-Unis	69,2%	2,06
Royaume Uni	69,6%	1,63
Finlande	71,9%	1,80
Suisse	73,9%	1,42
Norvège	75,7%	1,83
Danemark	76,1%	1,78
Suède	76,6%	1,75
Islande	81,8%	2,04

NOTE : Le taux d'activité a été calculé en faisant le rapport de la population active concernée sur la population totale concernée. Par exemple, le taux d'emploi des femmes françaises de 15-64 ans = nombre de femmes françaises de 15-64 ans actives / nombre de femmes françaises âgées de 15-64 ans.

SOURCE : INED (Observatoire démographique européen et Evolution démographique récente des pays développés, Population, 3, 2006) pour les taux de fécondité et OCDE pour les taux d'activité des femmes de 15-64 ans.

Paradoxalement, c'est dans les pays où le taux d'activité des femmes est le plus élevé que la fécondité est également élevée (Finlande, Norvège, Danemark, Suède et Islande), alors qu'à l'inverse, dans les pays où le taux d'activité des femmes est faible, la fécondité l'est également (Italie, Hongrie, Grèce, Espagne). Alors que fécondité et travail des mères sont négativement corrélés au niveau individuel, ils le sont positivement au niveau des pays.

Au niveau individuel, le lien négatif entre activité des femmes et nombre d'enfants diffère selon les pays⁵⁷. Aliaga (2005) note que dans presque tous les Etats membres, le taux d'emploi des femmes décroît avec le nombre d'enfants alors que celui des hommes varie peu. En particulier, les mères de trois enfants ou plus ont un taux d'emploi bien plus faible que les mères d'un ou deux enfants : la différence entre les taux d'emploi des mères d'un enfant et ceux des mères de trois enfants est particulièrement élevée en Hongrie, République Tchèque et Slovaquie où le taux d'emploi des mères d'au moins trois enfants est très faible (inférieur à 30%). Selon son étude, les taux d'emploi des femmes françaises, selon la présence, le nombre et l'âge des enfants, se situe dans la moyenne des Etats membres. L'activité des Françaises est corrélée négativement au nombre et à la jeunesse des enfants mais le taux d'emploi des Françaises n'est jamais particulièrement élevé ni particulièrement faible. La spécificité de la France réside dans l'organisation de l'emploi au sein du ménage : alors que dans l'Union européenne la proportion de ménages où les deux occupent un emploi à temps plein s'élève à 45%, elle s'élève à 52% en France. Cette configuration de couples bi-actifs diminue en présence d'enfants en faveur d'un modèle où l'homme est seul en emploi, mais la proportion de couples où les deux sont à temps plein reste élevée (plus de 45%).

Outre les différences culturelles, des différences institutionnelles pourraient expliquer que la corrélation entre fécondité et activité des mères est positive au niveau des pays. Dans les pays où le coût d'opportunité de sortir du marché du travail pour élever ses enfants est faible (faible taux de chômage, sécurité de l'emploi, congés maternité et parentaux généreux), les taux de fécondité et d'activité des femmes sont élevés. A l'inverse, si une sortie temporaire du marché du travail s'avère coûteuse en terme de revenu présent ou futur, certaines femmes retardent leur maternité ou renoncent à avoir des enfants et d'autres femmes renoncent à travailler (Adserà, 2004). Ainsi au niveau individuel, la corrélation négative entre fécondité et activité des mères est plus faible dans les pays cumulant un taux de fécondité et d'activité des femmes élevés. En mettant en place des politiques publiques réduisant ce coût d'opportunité et facilitant la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, certains pays parviendraient à stimuler à la fois l'activité professionnelle des femmes et leur fécondité (Kögel, 2004). En particulier, le développement de modes de garde pourrait contribuer à réduire la corrélation négative entre fécondité et activité des mères (Ferrero et Iza, 2004).

⁵⁷ Conformément à la typologie présentée plus bas et au rapport du Conseil d'analyse économique (1999), le mariage est la cause exprimée de cessation d'activité pour 15% des Grecques et 14% des Espagnoles (modèle « méridional ») alors que la moyenne européenne est seulement de 7%. La présence d'enfants est quant à elle citée par plus de 50% des Allemandes, Luxembourgeoises et Néerlandaises (modèle « conservateur »).

5.2 Les politiques familiales en Europe

5.2.1 La typologie de Fouquet, Gauvin et Letablier (1999)

Après avoir exposé la typologie de Fouquet, Gauvin et Letablier (1999), nous présentons les politiques familiales françaises et tentons de situer la France au regard de cette typologie. Etablir une typologie est compliqué et en effectuant un tel exercice, on laisse nécessairement de côté certaines caractéristiques des pays. Néanmoins, l'avantage est qu'en regroupant des pays qui se « ressemblent » par certains aspects, il est possible d'identifier des expériences communes de politique publique et de se faire une première idée de celles qui semblent faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

Fouquet, Gauvin, et Letablier (1999) ont établi une typologie qui classe les nations européennes en quatre groupes suivant les politiques menées et les programmes offerts.

Le modèle « social-démocrate universaliste » caractérise en particulier les pays scandinaves (Suède, Finlande et Danemark) où l'action publique se donne pour objectif de garantir l'égalité entre hommes et femmes ainsi que le bien-être des citoyens et en particulier celui des enfants. Il se caractérise en outre par une négociation collective et un dialogue social développés et puissants grâce auxquels les pays ont pu mettre en place des actions variées et des prestations généreuses pour permettre aux parents de concilier responsabilités familiales et professionnelles. Ce modèle privilégie donc la possibilité pour les hommes et les femmes de se maintenir en emploi tout en assumant leurs responsabilités familiales. Trois éléments caractérisent ce modèle : une grande qualité et variété de mesures publiques (services publics accessibles et développés de garde d'enfants, aménagement du temps de travail, congés parentaux), l'égalité entre hommes et femmes (lois et politiques publiques incitant à un partage plus équitable des temps dédiés au travail et à la famille), et une action gouvernementale fondée sur la notion de citoyenneté (égalité des individus : politiques de l'enfance et d'égalité des sexes). C'est dans les pays où l'on trouve ce modèle que les taux d'activité féminin et de fécondité sont les plus élevés. Même s'il existe des temps partiels involontaires, l'action publique vise à en réduire l'impact en allongeant la durée du temps partiel. Ainsi, les temps partiels y sont plus longs que la moyenne européenne.

Le modèle « conservateur » est typique de l'Europe continentale (Allemagne, Autriche, Pays-Bas) qui privilégie la protection de la famille en tant qu'institution. Typiquement en Autriche, les membres de la famille sont des ayants droit du chef de famille en matière de protection sociale. Jusqu'au début des années 1980, l'activité professionnelle des femmes était peu encouragée. On a donc plutôt une alternance entre emploi et famille qu'une véritable conciliation. Les politiques publiques incitent plutôt les femmes à opter pour une stratégie d'entrée et de sortie du marché du travail qui permet de combiner emploi et famille, mais à des moments différents. L'Etat encourage les femmes à quitter le marché du travail ou à réduire leur temps de travail pour élever leurs enfants en bas âge et à y revenir quand ils sont grands, le plus souvent à temps partiel. Le taux d'activité des femmes est important mais nombre d'entre elles prennent des congés parentaux et travaillent à temps partiel ce qui réduit leur revenu, leur qualification et leurs possibilités de carrière. En Allemagne, le congé parental rémunéré a ainsi été mis en place afin de préserver le rôle des mères au sein de la famille au détriment de la continuité de leur vie professionnelle. Aux Pays-Bas, le temps partiel a davantage été encouragé dans le but de motiver l'entrée des femmes dans la vie active et ainsi de passer d'un modèle de la « femme au foyer » à un modèle de ménage à deux actifs. Aujourd'hui les temps partiels tendent à s'y allonger. Les équipements collectifs pour la petite enfance sont peu développés en Allemagne et aux Pays-Bas.

Le modèle « libéral » est associé aux pays anglo-saxons qui se caractérisent par leur non-interventionnisme visant à respecter la liberté individuelle et la vie privée. Il y a dans ces pays une quasi-absence de mesures étatiques en matière de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Par exemple, le Royaume-Uni a longtemps retardé la transposition des directives européennes sur le congé de maternité dans sa législation nationale et le congé parental n'existe pas. L'offre de modes de garde est rare, d'initiative locale ou privée. Dans la mesure où la négociation collective est faible et décentralisée, la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle est laissée à l'initiative des individus et des employeurs. Afin d'éviter l'inactivité prolongée des mères qui élèvent leurs enfants seules, et le coût que cela représenterait pour les finances publiques, le Royaume-Uni a mis en place des politiques d'incitation au travail des personnes bénéficiaires de l'aide sociale : la « welfare to work », inspirée des Etats-Unis. Dans les couples, le modèle de l'homme principal apporteur de ressources (« male bread-winner ») et d'une répartition sexuée des tâches au sein des couples reste dominant. Pour toutes ces raisons, les femmes travaillent en majorité à temps partiels courts (vingt heures ou moins par semaine).

Le modèle « méridional » des pays du sud de l'Europe se caractérise également par une absence de politiques publiques. La même absence de législation prévaut que dans les pays anglo-saxons, mais pour des raisons différentes. En Espagne par exemple, les principes communautaires ont été accueillis favorablement mais leur mise en œuvre est longue parce que coûteuse. Dans ces pays, la famille est une institution et ce sont les solidarités familiales qui permettent notamment de concilier vie familiale et vie professionnelle. Malgré une hausse importante des taux d'activité féminine depuis les années 1990, ceux-ci restent faibles. De plus, dans la mesure où la société ne s'est pas encore adaptée au travail féminin, les tensions entre vie familiale et vie professionnelle sont fortes et la fécondité dans ces pays est la plus faible d'Europe. Certains progrès semblent apparaître grâce à de nouveaux acteurs locaux (municipalité, région).

5.2.2 La France : entre modèle « social-démocrate » et modèle « conservateur »

Le modèle français offre une sorte de compromis entre le modèle « social-démocrate » et le modèle « conservateur ». Jusqu'en 1970, le modèle français ressemblait davantage au modèle « conservateur ». Depuis, et malgré des différences majeures, il semble se rapprocher du modèle « social-démocrate ».

La France se rapprochait du modèle rhénan en ce sens que certaines politiques familiales incitaient les mères à se retirer au moins temporairement du marché du travail. A la fin du 19^{ème} siècle, la législation sur le travail des femmes et des enfants, qui constitue une innovation de l'Etat français, a pour but de préserver l'unité de la famille et non de promouvoir les droits individuels des femmes. Après la seconde Guerre mondiale et jusqu'en 1962, les politiques familiales françaises sont natalistes et encouragent explicitement les mères à rester au foyer à partir de la seconde naissance, notamment à travers l'introduction de l'Allocation de salaire unique. La politique familiale était alors envisagée dans une perspective d'opposition entre natalité et travail féminin. « En 1954, hors agriculture, 82% des mères ayant deux enfants à charge et 90% des mères en ayant trois, [étaient] au foyer » (Martin, 1998). Cette faiblesse des taux d'activité des mères d'au moins deux enfants, et surtout leur diminution après la seconde Guerre mondiale, semble résulter en partie du caractère particulièrement incitatif de l'Allocation de salaire unique et des allocations familiales. En 1954, elles équivalaient à 50% du salaire moyen d'une ouvrière à cette date

pour les mères de deux enfants et à 82% pour les mères de trois enfants (alors qu'elles n'étaient que de 17% pour les mères d'un seul enfant)⁵⁸.

Le modèle social français se rapproche du modèle « social-démocrate » en ce sens qu'il se caractérise traditionnellement par une intervention publique importante visant notamment à encadrer la vie familiale et professionnelle à travers un droit civil et un droit du travail développés et des aides financières conséquentes⁵⁹. Depuis les années 1970, la politique familiale a moins tendance à opposer fécondité et travail des femmes et par conséquent à inciter les mères à rester au foyer. La notion de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle commence à émerger en tant qu'instrument permettant aux femmes d'accéder à l'égalité et d'acquérir une autonomie économique par le droit au travail au même titre que les hommes. Depuis la fin des années 1990, la politique familiale française s'est orientée plus précisément vers la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Notons par exemple que la moitié de la Conférence de la Famille 2005 était consacrée au thème de la conciliation.

Les mesures de la politique familiale française de ces vingt dernières années relevant d'une logique de conciliation sont principalement de trois ordres : les congés indemnisés accordés à la naissance, le congé parental rémunéré, et la garde des jeunes enfants⁶⁰. Certaines de ces mesures relèvent davantage du modèle « conservateur » tandis que d'autres se rapprochent du modèle « social-démocrate ». « Au cours des années 1980 et 1990, des mesures qui aident les femmes à concilier emploi et vie familiale ont été mises en place, parallèlement à d'autres cherchant à restreindre leur offre de travail... Ainsi, l'investissement réalisé en matière de services de garde d'enfants et la diversification des aides financières accordées aux différents modes de garde... ont facilité l'emploi des femmes ; mais la création, puis l'extension, de l'Allocation parentale d'éducation a incité les mères de trois, puis en 1994 de deux enfants, à se retirer... de l'emploi... La coexistence de ces deux orientations résulte d'un compromis... où l'Etat cherche à faciliter l'insertion des femmes dans l'emploi à temps plein (même lorsqu'elles ont un premier enfant), tout en incitant les mères de famille plus étendue à se retirer du marché du travail » (Thévenon, 2004).

⁵⁸ Martin (1998).

⁵⁹ A titre d'exemple, les dépenses de l'Etat français en faveur des familles s'élevaient en 2004 à 3% du PIB, ce qui est largement supérieur au niveau moyen des dépenses consacrées à la famille par les pays de l'OCDE (1,8%), mais inférieur à la moyenne des pays scandinaves (4%).

⁶⁰ Une description des différentes prestations liées à la petite enfance est donnée en annexe 5.1.

Au moment de la naissance d'un enfant, la mère bénéficie d'un congé de maternité de 16 semaines⁶¹ et depuis janvier 2002, le père dispose d'un congé de paternité de 11 jours. Le congé du père est plus court que celui de la mère, mais l'introduction d'un congé paternité vise à encourager une plus grande implication des pères dans la vie familiale. Selon une enquête menée par la Drees en 2004, parmi les pères potentiellement concernés par le congé de paternité, près des deux tiers ont pris leur congé de paternité en 2003 et en 2004. Les pères les plus jeunes y recourent davantage que les autres : 71 % des pères âgés de 25 à 34 ans ont pris leur congé de paternité contre 58 % des pères âgés de 35 ans et plus (Bauer et Penet, 2005).

Le dispositif du congé parental rémunéré (Complément de libre choix d'activité) est destiné aux parents qui souhaitent réduire ou cesser leur activité pour une durée de six mois à trois ans à la naissance d'un enfant. L'indemnité compensatrice s'élève au maximum à 520-750 euros par mois, suivant les modalités adoptées.

Le Complément de libre choix d'activité est tout à fait égalitaire en théorie puisque le père comme la mère peuvent en bénéficier. Néanmoins, il se distingue du modèle « social-démocrate » et s'apparente davantage au modèle « conservateur » puisque contrairement aux pays scandinaves où l'égalité entre les sexes est un principe d'action politique, aucune disposition spécifique n'incite les hommes à y participer (comme un taux de remplacement plus élevé ou une attribution d'une partie du congé par exemple). En pratique, à défaut d'incitations explicites, les pères le prennent extrêmement rarement. En 2005, 97% des allocataires étaient des femmes. En effet, dans sa forme actuelle, le congé parental rémunéré est désincitatif pour les hommes puisque l'indemnité est faible et ne dépend pas du salaire antérieur⁶². Comme les hommes ont en général des salaires plus élevés que leur conjointe, il est financièrement optimal pour la majorité des couples souhaitant en bénéficier, que le

⁶¹ Hofferth et Curtin (2003) ont étudié l'effet potentiel de la législation américaine de 1993 (Family and Medical Leave Act) et en particulier du congé de maternité sur la réinsertion des femmes sur le marché du travail après une naissance. Les congés américains et ses effets sont certes différents du congé français, mais elles en tirent néanmoins quelques conclusions intéressantes. Elles trouvent que depuis la mise en œuvre de ces mesures, les femmes reprennent leur activité professionnelle plus rapidement, et plus souvent dans leur emploi précédent (que lorsqu'il n'existait pas de mesure relative aux congés maternité et maladie). Ainsi, leur analyse confirme l'intérêt d'une législation permettant aux salariés de prendre ce type de congés.

⁶² Contrairement à la Suède par exemple, les prestations liées au congé parental rémunéré ne tiennent pas compte du revenu d'activité des parents : un montant fixe mensuel est versé au parent bénéficiaire. Jusqu'au 31/12/2007, s'il peut bénéficier de l'allocation de base (c'est-à-dire si son revenu d'activité est inférieur à un plafond), il touche 359,67+171,06 euros, soit 530,73 euros par mois à taux plein. S'il ne peut pas bénéficier de l'allocation de base, il touche 530,72 euros par mois à taux plein.

bénéficiaire soit la mère⁶³. Les mères s'investissent davantage dans la sphère familiale au détriment de leur activité professionnelle ce qui renforce les inégalités au sein du couple. A cet égard, les exemples étrangers montrent qu'il est possible d'impulser une nouvelle dynamique en accélérant la mise en place d'un partage plus équitable des responsabilités familiales entre le père et la mère. Les exemples étrangers montrent que les pères participent davantage dans les pays où une partie du congé leur est spécialement réservée et / ou l'indemnisation est proportionnelle au salaire avec un taux de remplacement élevé et un plafond d'indemnisation élevé⁶⁴. Par exemple, depuis 2003, le congé parental rémunéré islandais est réservé à hauteur d'un tiers à la mère, un tiers au père et un tiers qu'ils peuvent se partager, chaque partie non utilisée par son destinataire étant perdue. Elle permet donc à la fois de stimuler la fécondité tout en ne faisant pas porter toute sa charge sur les mères. D'après les premières évaluations, ce dispositif fonctionne puisque les pères prendraient 30% du total disponible, soit toute la partie du congé qui leur est destinée (Drew, 2005). Une période de congé parental réservée aux pères existe également en Norvège, au Danemark et en Suède. Un autre mode d'incitation à la participation des pères existe en Italie où la durée totale du congé est allongée si le père l'utilise (Drew, 2005).

En France, les parents d'au moins deux enfants peuvent bénéficier de cette allocation jusqu'aux trois ans de l'enfant. Trois ans d'inactivité peuvent rendre plus difficile un retour sur le marché du travail. Depuis le 1^{er} juillet 2006, les parents de trois enfants et plus peuvent opter pour un congé parental rémunéré restreint à un an maximum avec un niveau d'indemnisation supérieur (750 euros). Cette flexibilité accordée spécifiquement aux parents de trois enfants et plus n'a pas encore été évaluée mais est intéressante en ce sens qu'elle permet à des parents de s'occuper temporairement de leurs enfants sans s'éloigner trop longtemps du marché du travail. De même, dans d'autres pays européens, le congé parental peut être pris sur une durée plus courte mais est dans ce cas mieux rémunéré. Par exemple, le congé parental rémunéré suédois ouvre droit à 480 jours d'indemnités de congé parental qui s'élèvent pendant les 390 premiers jours à 80% du salaire sous plafond de sécurité sociale et un montant fixe de l'ordre de 10 euros par jour pour les 90 derniers jours (Drew, 2005).

En Europe, des congés parentaux rémunérés plus souples ont été mis en place afin de donner la possibilité aux parents de s'occuper de leurs enfants au moment où ils en ont besoin. Par exemple, les salariés autrichiens, danois et suédois peuvent soit prendre leur congé parental rémunéré en une fois soit par intermittence pendant les premières années de l'enfant.

⁶³ D'après Boyer (2004), parmi les couples où les pères sont bénéficiaires de l'Allocation parentale d'éducation, 60% des conjointes ont un revenu professionnel supérieur, et ce facteur a compté dans leur décision.

⁶⁴ EIROnline, 1997, n°9712201.

En Suède, les parents peuvent travailler à temps partiel et recevoir des indemnités au prorata du temps non travaillé. Si au 18^{ème} mois de l'enfant, la totalité des droits à indemnités n'a pas été utilisée, les parents ont des droits d'absence complémentaires jusqu'aux 8 ans de l'enfant. De même, depuis janvier 2000, les allemands peuvent recourir au temps partiel à deux reprises (Drew, 2005).

En France, les femmes sont les principales utilisatrices d'une mesure qui les éloigne du marché du travail, et ce, alors que « quatre bénéficiaires du CLCA à taux plein sur dix déclarent qu'elles auraient aimé continuer à travailler » (Berger et al., 2006). De plus, l'extension de l'Allocation parentale d'éducation au deuxième enfant en 1994⁶⁵ visait explicitement à inciter les femmes à se retirer du marché du travail. Le congé parental rémunéré ne semble pas faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle dans la mesure où il conduit les mères à adopter une stratégie d'alternance entre emploi et famille plutôt qu'à gérer simultanément vie professionnelle et vie familiale.

Le troisième axe de la politique familiale française porte sur la garde des enfants à travers le développement des services de garde, des aides financières et l'instauration d'un statut professionnel pour les assistantes maternelles.

Les aides financières à la garde d'enfant sont fondamentales puisque le coût relatif de la garde par rapport au salaire potentiel des mères peut jouer un rôle dans leur choix d'activité. Plus ce coût est faible, et plus les femmes seront incitées à travailler, et ce quel que soit leur niveau de diplôme. Avec la mise en place de la Prestation d'accueil du jeune enfant le 1^{er} janvier 2004, le Complément de libre choix du mode de garde se substitue aux aides antérieures. Elle est versée aux parents d'enfants de moins de six ans qui continuent de travailler, et ce, quel que soit le mode de garde choisi. L'objectif est d'améliorer l'accès des familles aux différents modes de garde, notamment aux modes de garde individuelle, dont les familles à bas et moyens revenus étaient de fait exclues⁶⁶. Enfin, afin d'éviter que le coût de la garde ne contraigne certains parents à faire le choix de l'inactivité, la loi du 23 mars 2006 a prévu une priorité d'accès aux crèches pour les bénéficiaires de minima sociaux reprenant un travail.

⁶⁵ L'effet de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation au deuxième enfant sur l'activité des mères a notamment été étudié par Piketty (2005) et Pailhé et Solaz (2006).

⁶⁶ La Prestation d'accueil du jeune enfant a fortement revalorisé les montants d'aide accordés aux parents qui ont recours à une assistante maternelle et permet de faire converger la participation des familles vers un taux d'effort de l'ordre de 12% de leurs revenus, soit le taux qui correspond à l'accueil en crèche. Par rapport au dispositif antérieur, les parents ayant un revenu inférieur à trois Smic, reçoivent une aide supplémentaire de 150 euros par mois, soit une augmentation de 75% de l'aide perçue.

Au-delà des aides financières, les évolutions vers une professionnalisation du statut d'assistante maternelle (projet de loi 2007) peuvent favoriser l'activité des mères : d'une part, elle rassure les parents actifs qui souhaitent confier leur enfant en bas âge à une assistante maternelle et, d'autre part, elle peut constituer une opportunité d'emploi pour des femmes jusque là inactives.

Enfin, avec la scolarisation quasi totale des enfants dès l'âge de trois ans, la France se rapproche fortement du modèle « social-démocrate ». En revanche, en 2003, seuls 29% des enfants âgés de moins de 3 ans avaient accès à une crèche ou à une assistante maternelle. A titre de comparaison, selon le rapport du groupe de travail « familles et entreprises », en Suède en 1999, 75% des enfants de 1 à 5 ans étaient accueillis soit en crèche soit chez une assistante maternelle. Depuis la mise en place de l'aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle agréée (AFEAMA) ainsi que de la loi précisant le cadre de l'agrément en juillet 1992⁶⁷, le nombre d'assistantes maternelles agréées a fortement augmenté : il est passé de 166 700 en 1995 à 258 400 en 2001 (Barrère-Maurisson et Lemièrre, 2006). En 2000, un objectif relativement ambitieux avait été défini en terme d'offre de garde professionnelle : 70 000 nouvelles places devaient être créées entre 2000 et 2008 soit une augmentation de 24%. Néanmoins, l'offre de garde demeure insuffisante et inégalement répartie sur le territoire. Par exemple, pour 100 enfants de moins de trois ans, le nombre de places en crèches varie de 3 à 39 selon les départements, la moyenne nationale étant de 14 places (Chastenot, 2005). Pour réduire ces différences, les aides à la création de places nouvelles de la CNAF sont désormais affectées en priorité aux projets situés dans les départements les plus mal lotis.

5.3 Synthèse

Ce chapitre a permis de dégager des hypothèses sur les éléments de politique familiale qui pourraient affecter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Premièrement, le congé parental rémunéré français semble rendre plus difficile la poursuite d'une activité professionnelle pour les mères d'au moins deux enfants. D'une part, cette mesure incite des mères, qui ne le souhaitent pas forcément, à sortir au moins temporairement du marché du travail, et d'autre part aucune disposition n'incite les pères à en bénéficier davantage. De plus, le congé est long et pourrait donc rendre plus difficile une réinsertion sur le marché du travail.

⁶⁷ L'agrément est ainsi délivré pour cinq ans et les assistantes maternelles peuvent accueillir trois enfants au maximum.

Deuxièmement, la France est relativement bien dotée en termes de modes d'accueil pour les jeunes enfants (environ un tiers des enfants âgés de moins de trois ans sont gardés en crèche ou par une assistante maternelle et la quasi-totalité des enfants âgés de trois à six ans sont scolarisés en maternelle). Globalement, cela devrait faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Certaines caractéristiques du système de garde des jeunes enfants pourraient néanmoins atténuer cet effet positif : en particulier, la faiblesse de l'offre de garde pour les enfants de moins de trois ans dans certains départements et l'inadéquation des horaires d'ouverture des services de garde avec les horaires de travail des parents.

Les chapitres suivants visent à tester quelques-unes de ces hypothèses. En particulier, L'Allocation parentale d'éducation rend-elle plus difficile la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle ? L'accroissement de l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans la rend-il plus aisée ?

Chapitre 6

Conciliation entre vie familiale et vie professionnelle : l'effet du congé parental rémunéré

Dans la plupart des pays développés, la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle est un sujet d'actualité, et les politiques de conciliation sont un enjeu majeur de la politique familiale. En France, apporter un soutien à la fécondité et à l'activité professionnelle des mères est d'autant plus important que depuis les années 1970 la France a été confrontée à la fois à une diminution de la fécondité⁶⁸ et à une croissance de la participation des femmes au marché du travail. D'une part, les politiques familiales visant à soutenir la fécondité sont importantes afin d'atteindre et de maintenir un niveau supérieur à celui qui assure le renouvellement des générations. D'autre part, soutenir l'activité des femmes est optimal d'un point de vue économique puisque « la participation des femmes à l'activité économique est un puissant facteur d'amélioration des performances économiques des pays développés parce qu'elle permet la diversification des talents et oriente la demande des ménages vers des services ... à fort contenu en emploi » (rapport du Conseil d'analyse économique sur l'égalité entre hommes et femmes, 1999). En outre, dans les prochaines années, les départs massifs à la retraite créant une pénurie de main d'oeuvre, le travail des

⁶⁸ Selon l'INED (Sardon, 2006), l'indicateur conjoncturel de fécondité français a diminué entre 1975 et 1990, et augmente légèrement depuis : il était de 2,47 en 1970 ; 1,95 en 1980 ; 1,78 en 1990 ; 1,87 en 2002 ; 1,88 en 2003 et 1,91 en 2004. A titre de comparaison, le niveau moyen pour l'Europe des Quinze est respectivement de : 2,38 ; 1,82 ; 1,57 ; 1,50 ; 1,52 ; 1,55. L'indicateur de fécondité français est donc traditionnellement relativement élevé mais avec un niveau longtemps inférieur au taux de renouvellement des générations, la France est tout de même confrontée, comme les autres pays européens, au vieillissement de la population. En 2006, l'indicateur de fécondité français est repassé au dessus de la barre des 2 enfants par femme.

femmes sera essentielle pour équilibrer offre et demande de travail. Les politiques de conciliation doivent résoudre l'arbitrage potentiellement contradictoire entre fécondité et activité en permettant aux parents, et particulièrement aux mères, de travailler et d'avoir le nombre d'enfants qu'ils désirent. L'objectif de ce chapitre est d'étudier dans quelle mesure le congé parental rémunéré français est cohérent avec ces deux objectifs, et facilite ou non l'articulation de la vie professionnelle et de la vie familiale. Plus précisément, sous l'hypothèse que l'importance des difficultés de conciliation peut être mesurée par l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous étudions si le congé parental rémunéré altère cet effet.

A notre connaissance, la question du lien entre les politiques familiales et l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères n'a pas été abordée dans la littérature. En relation avec la question posée, deux types d'études peuvent être distinguées. Un premier type d'études propose des analyses comparatives entre pays pour évaluer comment les politiques familiales altèrent la corrélation entre fécondité et activité des mères (Brewster et Rindfuss, 2000, Thévenon, 2007), mais ces études se concentrent sur des corrélations et non sur des effets causaux. Un second type d'études mesure l'effet des politiques familiales sur la fécondité et/ou l'activité des mères (Piketty, 2005, Laroque et Salanié, 2008), mais n'étudie pas l'interaction entre fécondité et activité des mères. Comme nous l'avons vu dans les chapitres précédents, la mesure de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères pose un problème méthodologique du fait des biais d'endogénéité et de simultanéité. Comme précédemment, nous mesurons l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères en utilisant le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux comme variables instrumentales. L'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères, mesuré en utilisant ces variables instrumentales, diffère suivant les pays et les périodes (chapitre 3). Des différences culturelles et/ou institutionnelles pourraient expliquer ces variations. En particulier, différentes politiques familiales, aidant plus ou moins les parents à concilier leurs responsabilités professionnelles et familiales, pourraient expliquer ces différences. Parce que la fécondité a un effet causal négatif sur l'offre de travail des mères françaises (chapitre 4), les politiques familiales stimulant la fécondité entraîneraient une réduction de l'activité des mères. Dans ce contexte, il semble qu'évaluer l'effet des politiques familiales françaises sur les termes de l'arbitrage entre fécondité et activité soit pertinent. L'objectif est double : mieux comprendre les raisons pour lesquelles le nombre d'enfants a un impact négatif sur l'activité des mères, et identifier les mesures de politique familiale qui entretiennent le « cercle

vieux » entre fécondité et activité des mères. Cette idée est soutenue par Bernhardt (1993) et plus récemment par Del Boca et al. (2005). La corrélation négative entre fécondité et activité des mères n'est peut-être pas une conséquence directe de la maternité, mais peut être davantage une conséquence du processus de « care » et d'éducation des enfants (Bernhardt, 1993). Alors, si les politiques familiales aident les parents à mieux combiner vie familiale et vie professionnelle, l'impact négatif de la fécondité sur l'offre de travail des mères pourrait diminuer. Brewster et Rindfuss (1996) soulignent que : « the negative association between fertility and labour force participation can be expected to diminish as the conflict between work and family responsibilities is reduced - whether by a change in the nature of work life, shifts in the social organization of childcare, or a combination of the two ». L'objectif de ce chapitre est d'étudier si le congé parental rémunéré altère l'impact négatif d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères.

Le congé parental rémunéré a été créé en 1985. Une allocation mensuelle est versée aux parents qui réduisent ou interrompent leur activité professionnelle à la naissance d'un enfant, et jusqu'à ses trois ans au maximum. L'allocation peut être servie à taux plein si le parent interrompt son activité professionnelle ou à taux partiel s'il poursuit une activité à temps partiel⁶⁹. Le dispositif est complètement égalitaire en théorie puisque le père et la mère peuvent en bénéficier. Toutefois, nous concentrons l'analyse sur les mères car en pratique une majorité de bénéficiaires sont des mères : en 2005, 97% des bénéficiaires étaient des mères. Le montant de l'allocation étant indépendant du salaire antérieur et relativement faible, comme les hommes ont en général des salaires plus élevés que leur conjointe, il est financièrement optimal pour la majorité des couples souhaitant en bénéficier que le bénéficiaire soit la mère (Boyer, 2004).

Nous utilisons l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants (dont un de moins de trois ans) en juillet 1994. Avant juillet 1994, l'Allocation parentale d'éducation était destinée aux parents de trois enfants et plus. En juillet 1994, elle a été étendue aux parents de deux enfants⁷⁰. Cette extension a totalement modifié les incitations financières des mères de deux enfants qui envisagent d'interrompre ou de réduire leur activité

⁶⁹ En 1997, l'allocation à taux plein était d'environ 460 euros par mois, 300 euros si le parent travaillait au maximum à mi-temps, et 230 euros si le parent travaillait entre 50% et 80% (Afsa, 1998). A titre de comparaison, le salaire moyen des mères en emploi pouvant potentiellement bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation (qui ont au moins deux enfants dont l'un de moins de trois ans) était de 1 095 euros par mois (enquête emploi 1997).

⁷⁰ Plus récemment, en 2004, l'ensemble de la politique familiale a été réformé. Pour une présentation et une analyse de cette réforme, le lecteur pourra se reporter à Mahieu (2005).

professionnelle : si le second enfant est né avant juillet 1994, sa mère n'est pas éligible à l'Allocation parentale d'éducation, alors que s'il est né après juillet 1994, elle perçoit une allocation mensuelle jusqu'à ses trois ans. Cette réforme a donc pu avoir des effets considérables, et ce d'autant plus que la participation des mères à ce dispositif a été rapidement extrêmement importante : fin 1997, plus de 40% des mères de deux enfants (dont au moins un est âgé de moins de trois ans) percevaient l'allocation, et plus de 30% recevaient l'allocation à temps plein (Piketty, 2005). Dans la mesure où cette réforme a été introduite en une fois, elle constitue un choc exogène qui permet de saisir l'effet de l'Allocation parentale d'éducation sur l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères. En d'autres termes, nous étudions comment l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants a modifié les termes de l'arbitrage entre fécondité et activité des mères ayant deux enfants. Plus précisément, nous examinons si en réduisant les différences de traitement entre les familles de deux et celles de plus de deux enfants, la réforme a modifié l'impact négatif d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères⁷¹. La contribution de ce chapitre est d'utiliser l'interaction entre la réforme de 1994 et la fécondité de rang trois (instrumentée par le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux) pour identifier comment l'Allocation parentale d'éducation altère l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères. Nous trouvons qu'avant la réforme, lorsque le nombre d'enfants passe de deux à trois, les mères réduisent significativement leur participation au marché du travail. Après la réforme, c'est-à-dire au moment où les familles de deux et plus de deux enfants ont la même possibilité de prendre un congé parental rémunéré, avoir plus de deux enfants n'a plus d'effet négatif sur la probabilité d'activité des mères. Et cela concerne en particulier les femmes ayant un diplôme inférieur ou égal au baccalauréat, qui se trouvent être les principales bénéficiaires de la mesure.

Symétriquement, la réforme de 1994 a accru la différence de traitement entre les mères d'un et les mères de plus d'un enfant. Nous évaluons l'effet de la réforme sur l'impact négatif d'avoir plus d'un enfant sur l'activité des mères. Pour cela, nous utilisons l'interaction entre la réforme de 1994 et la fécondité de rang deux (instrumentée par les naissances gémellaires de

⁷¹ C'est le type d'exercice que conduit Martin (1998) en opposant la période d'avant 1962 où les politiques familiales étaient particulièrement généreuses vis-à-vis des familles de deux enfants et la période d'après 1962 où elles l'étaient moins. Elle montre que cette évolution des politiques familiales s'est accompagnée d'une évolution des taux d'activité féminine vers un rapprochement des taux d'activité des mères de un et deux enfants et un éloignement des taux d'activité des mères de deux et trois enfants. Néanmoins, sans utiliser d'instrument pour évaluer sans biais l'effet de la fécondité sur l'activité des mères, elle ne peut conclure avec certitude que les politiques familiales sont à l'origine de ces évolutions.

rang un). Les résultats indiquent que la réforme a accru l'effet négatif d'avoir un deuxième enfant sur la participation des mères au marché du travail.

6.1 Revue de littérature

Deux types d'études visent à évaluer l'impact des politiques familiales sur la fécondité et l'offre de travail des mères. Certaines études estiment l'effet des politiques familiales d'une part sur la fécondité et d'autre part sur l'activité des mères. La littérature économique a notamment étudié l'impact des congés parentaux⁷². Piketty (2005) utilise les enquêtes Emploi (1982-2002) ainsi que l'enquête sur l'histoire familiale (1999) afin de mesurer « l'impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité ». Il utilise l'extension de l'Allocation parentale d'éducation au deuxième enfant intervenue en juillet 1994 comme expérience naturelle pour capter les effets de cette politique sur la fécondité et la participation des mères au marché du travail.

En termes de fécondité, les effets de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation sont difficilement quantifiables et plutôt modérés : selon Piketty (2005), celle-ci pourrait expliquer au maximum 20-30% de la hausse totale de la fécondité française observée entre 1994 et 2001. En revanche, les effets sur le travail féminin sont significatifs :

- D'une part, l'extension de l'Allocation parentale d'éducation a entraîné en trois ans un recul important de l'activité des mères de deux enfants (dont un de moins de trois ans) : sur 220 000 allocataires de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux à taux plein en décembre 1997, entre 100 000 et 150 000 mères de 2 enfants n'auraient pas arrêté de travailler à la naissance de leur deuxième enfant si elle n'avaient pas pu bénéficier de l'allocation. Ce mouvement de retrait supplémentaire s'est particulièrement concentré sur les mères peu qualifiées.
- D'autre part, les mères ayant bénéficié de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux se retirent plus volontiers que les autres du marché du travail lorsqu'elles ont un troisième enfant, ce surplus d'interruption étant proche de 50 000 depuis 1997.

⁷² Par exemple, Ronsen et Sundström (1999) étudient les congés parentaux suédois, norvégiens et finlandais entre 1972 et 1992. Leurs résultats suggèrent que l'effet des congés parentaux sur l'activité des mères dépend des caractéristiques du congé (durée, montant, possibilités de temps partiel...). Marc (2004) ajoute que l'effet du congé parental rémunéré français sur l'offre de travail des mères dépend aussi des conditions d'emploi des mères éligibles. Le lecteur pourra également se reporter à Lalive et Zweimüller (2009).

A partir de régressions en différences de différences, nous trouvons des résultats proches de ceux de Piketty (2005) : l'Allocation parentale d'éducation aurait réduit la participation des mères au marché du travail d'environ 16 points (section 6.3). A partir de probits sur un échantillon plus large, Piketty (2005) trouve que cet impact est d'une vingtaine de points.

A partir des enquêtes Emploi de 1997, 1998, et 1999, Laroque et Salanié (2008) estiment un modèle de choix discrets par maximum de vraisemblance. Ils estiment que l'extension de l'Allocation parentale d'éducation explique environ la moitié de la hausse de 7% du nombre de naissances de la seconde moitié des années 1990 et qu'elle a causé une réduction substantielle de l'offre de travail des mères éligibles. Choné, Le Blanc et Robert-Bobée (2004) estiment que la suppression de l'Allocation parentale d'éducation entraînerait une hausse du taux d'emploi des femmes de 4 points.

Les résultats de ces études indiquent clairement que le congé parental rémunéré français a un effet négatif sur l'activité des mères. Toutefois, dans ces études, la question de l'interaction entre la fécondité et l'offre de travail des mères, et particulièrement celle de l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères, n'est pas posée. L'objectif de cette section est d'étudier si l'effet causal négatif de la fécondité sur l'offre de travail des mères pourrait être dû au fait que depuis son instauration, les mères de trois enfants et plus sont éligibles à l'Allocation parentale d'éducation et que, jusqu'en juillet 1994, elles étaient les seules à l'être. Autrement dit, la question est de savoir si l'effet négatif de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est dû à un effet intrinsèque du nombre d'enfants ou aux incitations de l'Allocation parentale d'éducation. L'idée est de mieux comprendre les mécanismes affectant l'effet de la fécondité sur l'activité des mères, et d'identifier les moyens de le réduire afin de pouvoir stimuler simultanément fécondité et activité des mères. Pour répondre à cette question, nous étudions séparément les deux éléments des différences de différences, à savoir l'effet de la fécondité sur l'activité des mères avant la réforme d'une part, et après la réforme d'autre part. En effet, cela permet de distinguer l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères lorsque les mères de deux enfants et celles de plus de deux enfants sont dans un contexte différent (avant la réforme) de son effet lorsqu'elles sont dans le même contexte (après la réforme). Cela donne une idée de l'effet net de la fécondité sur l'activité des mères (après la réforme) et de la manière dont l'Allocation parentale d'éducation contribue à cet effet.

Certaines études récentes se sont intéressées à la question de savoir si lorsque, au niveau des pays, la corrélation entre fécondité et travail des mères devient moins négative, voire

positive⁷³, cela peut être attribué à une réussite des politiques familiales en termes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Brewster et Rindfuss (2000) synthétisent les recherches européennes et américaines sur le lien entre fécondité et activité des mères, et sur l'impact que diverses politiques peuvent avoir sur ce lien. Ils concentrent leur analyse sur le renversement de la corrélation entre fécondité et offre de travail des mères au niveau des pays : les taux de fécondité tendent à être plus élevés dans les pays où le taux de participation des femmes au marché du travail est également élevé. Selon les auteurs, cela suggère que dans certains pays, les femmes parviennent à combiner leurs responsabilités professionnelles et familiales, alors que ce n'est pas le cas dans d'autres pays.

Thévenon (2007) étudie, pour les pays de l'OCDE, le lien entre différentes politiques familiales et leurs performances en termes notamment de fécondité et de travail des femmes. Ses résultats confirment qu'un taux élevé de participation des femmes au marché du travail n'est pas contradictoire avec une fécondité élevée, mais que ceci dépend des politiques familiales.

Au niveau microéconomique, Kögel (2004) trouve que l'ampleur du lien négatif entre fécondité et activité varie dans le temps. En particulier, il trouve que ce lien est réduit après 1985 dans un certain nombre de pays européens ce qui correspond à la mise en place de politiques favorisant la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

Ces études suggèrent qu'en fonction des politiques familiales implémentées, le lien entre fécondité et activité des mères varie. Néanmoins, en utilisant des analyses comparatives entre pays pour évaluer comment les politiques familiales peuvent altérer le lien entre fécondité et travail des mères, ces études ne démontrent pas de relations causales. D'abord, parce que les différences historiques et culturelles entre les pays peuvent expliquer à la fois que différentes politiques soient mises en place, et que les comportements de fécondité et d'offre de travail des mères diffèrent. Dans ce contexte, il est hasardeux d'établir un lien causal entre les politiques familiales et les comportements de fécondité-activité. Pour éviter ce problème, nous concentrons l'analyse sur la France et utilisons une quasi-expérience : la réforme de l'Allocation parentale d'éducation en 1994. Ensuite, ces études se concentrent sur la corrélation entre fécondité et offre de travail des mères plutôt que sur l'effet causal. Leurs résultats sont donc difficilement interprétables. Le taux d'activité des mères décroît avec le nombre d'enfants. Mais, dans la mesure où la décision d'avoir des enfants et le choix d'activité ont des déterminants communs, l'étude de corrélations est insuffisante pour déduire

⁷³ L'apparition dans les années 1990 d'une corrélation positive entre fécondité et offre de travail des mères au niveau national a été documentée par différents auteurs : voir par exemple Bernhardt (1993) et Brewster et Rindfuss (1996).

que le nombre d'enfants a un effet négatif sur l'offre de travail des mères. En plus des estimations par les moindres carrés ordinaires, nous proposons des estimations par variables instrumentales afin d'identifier l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères et voir comment celui-ci varie en fonction du contexte institutionnel.

6.2 Données et statistiques descriptives

Les données utilisées dans cette section sont celles des enquêtes Emploi de 1990 à 1998. Nous n'utilisons pas les données issues des recensements de population de 1990 et 1999. Le premier est disponible au quart et le second au vingtième, ce qui rend les résultats difficilement comparables. De plus, le recensement de 1990 ne donne pas la date de naissance exacte des enfants ce qui empêche d'identifier les naissances gémellaires. Le choix de la période 1990-1998 résulte d'un arbitrage entre avoir un maximum d'observations pour produire des estimations par variables instrumentales précises, et isoler l'effet de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation des autres changements ou réformes qui ont pu affecter l'effet de la fécondité sur l'activité des mères. 1990-1998 est la période la plus longue que nous pouvons utiliser⁷⁴. Nous excluons les années précédentes car entre 1989 et 1990, l'enquête Emploi a été modifiée, et nous excluons les années ultérieures parce que la réforme des 35 heures a été annoncée en juin 1998 (l'enquête Emploi ayant été menée en mars 1998).

Notre échantillon est constitué de femmes en couple de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un est âgé de moins de trois ans au moment de l'enquête ($N = 23\,407$). Nous vérifions que l'échantillon élargi des mères âgées de 21 à 40 ans donne des résultats qualitativement identiques. L'échantillon est restreint aux mères en couple qui étaient a priori les seules concernées par la réforme (puisque les mères élevant seules un jeune enfant pouvaient généralement bénéficier d'une allocation supérieure à l'Allocation parentale d'éducation depuis 1976). De plus, l'allocation étant destinée aux mères d'au moins deux enfants dont au moins un est âgé de moins de trois ans, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants dont le deuxième a moins de trois ans et aux mères de trois enfants ou plus dont le troisième a moins de trois ans. La sélection de l'échantillon ne se fait donc pas sur le nombre d'enfants ce qui biaiserait notre échantillon, mais sur l'âge des enfants. Nous

⁷⁴ Piketty (2005) s'arrête en 1997, mais afin de comparer l'effet d'avoir plus de deux enfants suivant que les mères ont eu leur deuxième enfant avant ou après juillet 1994, nous conservons également 1998 afin que notre échantillon contienne suffisamment de mères de trois enfants ayant eu leur second enfant après la réforme.

sélectionnons les mères d'au moins trois enfants en fonction de l'âge du troisième enfant plutôt que du dernier afin de pouvoir comparer les réductions d'activité lorsque le second et le troisième enfant sont dans la même tranche d'âge. De plus, l'âge du dernier enfant est corrélé avec le nombre d'enfants : plus une mère a d'enfants, plus le dernier est jeune, plus la probabilité qu'elle soit dans notre échantillon est grande. Dans ce cas, notre échantillon serait biaisé : les mères ayant plus de trois enfants seraient surreprésentées par rapport aux mères ayant trois enfants.

Le tableau 6.1 donne quelques statistiques descriptives. Parmi toutes les femmes ayant deux enfants ou plus et dont au moins un a moins de trois ans, 30% en ont eu au moins un troisième. Dans cet échantillon, un peu plus de 50% des familles ont des aînés du même sexe et un peu plus de 51% des premières naissances sont des garçons ce qui est conforme aux statistiques nationales. Environ 0,9% des secondes naissances sont gémellaires.

Nous présentons dans la seconde partie du tableau 6.1 quelques caractéristiques sociodémographiques. Dans notre échantillon, les mères ont en moyenne 30 ans et ont eu leur premier enfant à environ 23 ans et demi. 37% des mères de notre échantillon n'ont pas de diplôme et environ 20% ont un diplôme supérieur au baccalauréat. Comparé à la population générale, les mères de notre échantillon ont eu leur premier enfant plus tôt et sont moins diplômées. L'âge moyen à la première maternité était de 26 ans en 1990 et 27 ans en 1998 (Ined). Dans la période 1990-1998, parmi les femmes de 21 à 35 ans, 30% n'ont pas de diplôme et 24% ont un diplôme supérieur au baccalauréat (enquêtes Emploi 1990-1998). Ces caractéristiques ne sont pas indépendantes de notre problématique. Elles pourraient résulter soit du fait que nous sélectionnons les mères ayant au moins deux enfants, soit du fait que ces dernières ont entre 21 et 35 ans. Pour tester si nos résultats sont sensibles au fait que notre échantillon est composé de mères relativement jeunes, nous les comparons aux résultats obtenus sur l'échantillon élargi des mères de 21 à 40 ans. Quoi qu'il en soit, les résultats obtenus sur cet échantillon ne concernent que les mères d'au moins deux enfants et ne peuvent être généralisés aux femmes sans enfant et aux mères d'un enfant. Dans la mesure où le nombre de mères françaises ayant plus de deux enfants a substantiellement diminué ces trente dernières années, l'étude de la transition de deux à plus de deux enfants présente un intérêt majeur (Breton et Prioux, 2005).

Tableau 6.1 - Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont au moins un a moins de trois ans

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	En couple
Caractéristiques de fécondité		
Nombre d'enfants	2,31 (0,50)	2,31 (0,50)
Femmes ayant plus de deux enfants ⁽¹⁾	0,295 (0,456)	0,294 (0,456)
Femmes dont le 1er enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,513 (0,500)	0,514 (0,500)
Femmes dont le 2ème enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,512 (0,500)	0,511 (0,500)
Femmes dont les deux aînés sont des garçons ⁽¹⁾	0,264 (0,441)	0,264 (0,441)
Femmes dont les deux aînés sont des filles ⁽¹⁾	0,238 (0,426)	0,238 (0,426)
Femmes dont les deux aînés sont de même sexe ⁽¹⁾	0,503 (0,500)	0,502 (0,500)
Jumeaux en 2ème position ⁽¹⁾	0,009 (0,096)	0,009 (0,097)
Caractéristiques sociodémographiques		
Age	30,1 (3,2)	30,2 (3,1)
Age à la 1ère naissance	23,6 (3,4)	23,7 (3,4)
Aucun diplôme ⁽¹⁾	0,370 (0,483)	0,359 (0,480)
Diplôme <= baccalauréat ⁽¹⁾	0,436 (0,496)	0,442 (0,497)
Diplôme > baccalauréat ⁽¹⁾	0,194 (0,395)	0,199 (0,399)
Caractéristiques d'activité		
Femmes qui travaillent ⁽¹⁾	0,559 (0,497)	0,556 (0,497)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	34,0 (9,7)	33,9 (9,6)
Salaire mensuel (en francs)	6655 (3161)	6654 (3117)
Nombre d'observations	24704	23407

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un a moins de trois ans.

NOTE : ce sont des proportions.

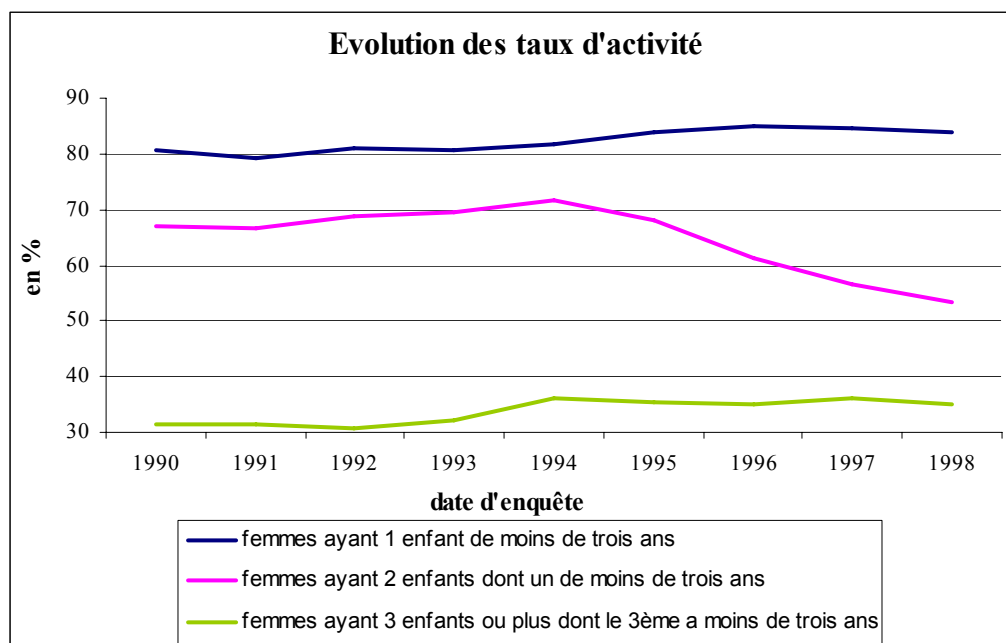
SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

La troisième partie du tableau 6.1 donne des statistiques descriptives sur l'offre de travail. Nous appelons « taux de participation au marché du travail » le pourcentage de mères de notre échantillon qui sont actives. Piketty (2005) utilise les taux d'emploi. Nous préférons utiliser ici les taux d'activité, c'est-à-dire que l'on intègre les chômeuses. L'objectif est d'étudier comment la réforme a modifié l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la décision d'activité. Or, a priori une chômeuse a décidé de travailler, ce qui n'est pas le cas d'une femme inactive. Même si la frontière entre les deux situations est floue, il nous semble plus adéquat de considérer les taux d'activité plutôt que les taux d'emploi ce qui reviendrait à considérer la situation effective d'emploi des mères et non le « choix » qu'elles ont fait. On distingue ainsi les mères qui ont choisi de travailler et de ne pas bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation, des mères inactives qui sont susceptibles de percevoir l'Allocation parentale d'éducation. Cette distinction est compatible avec les règles d'éligibilité à l'Allocation parentale d'éducation dans la mesure où elle ne peut être cumulée aux allocations chômage. Par conséquent, les chômeuses ne peuvent pas bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation. Dans notre échantillon, 56% des mères sont actives. Pour le nombre d'heures travaillées par semaine, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine. Les mères en emploi travaillent en moyenne 34 heures par semaine. Pour le salaire, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine et dont le salaire mensuel est compris entre 1 500 et 60 000 francs. Leur salaire mensuel moyen est de 6 650 francs (environ 1 000 euros). Aucune différence n'apparaît entre l'échantillon complet et l'échantillon des femmes en couple.

L'évolution annuelle des taux d'activité et du nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées par les mères en emploi, en fonction du nombre d'enfants, est donnée au graphique 6.1. Le taux d'activité des mères d'un enfant âgé de moins de trois ans et celui des mères de trois enfants ou plus (dont le troisième a moins de trois ans) évoluent parallèlement entre 1990 et 1998. En particulier, ils ne diminuent pas en 1994-1995. En revanche, celui des mères de deux enfants dont le benjamin a moins de trois ans chute entre 1994 et 1998 de plus de 17 points (alors qu'il croissait entre 1990 et 1994). Seules les mères concernées par la réforme voient leur taux d'activité chuter, et ce, exactement au moment de sa mise en place. En conséquence, le taux d'activité des mères de deux enfants se rapproche de celui des mères de trois enfants ou plus (l'écart des taux d'activité passe ainsi de 37 points à 20 points sur la

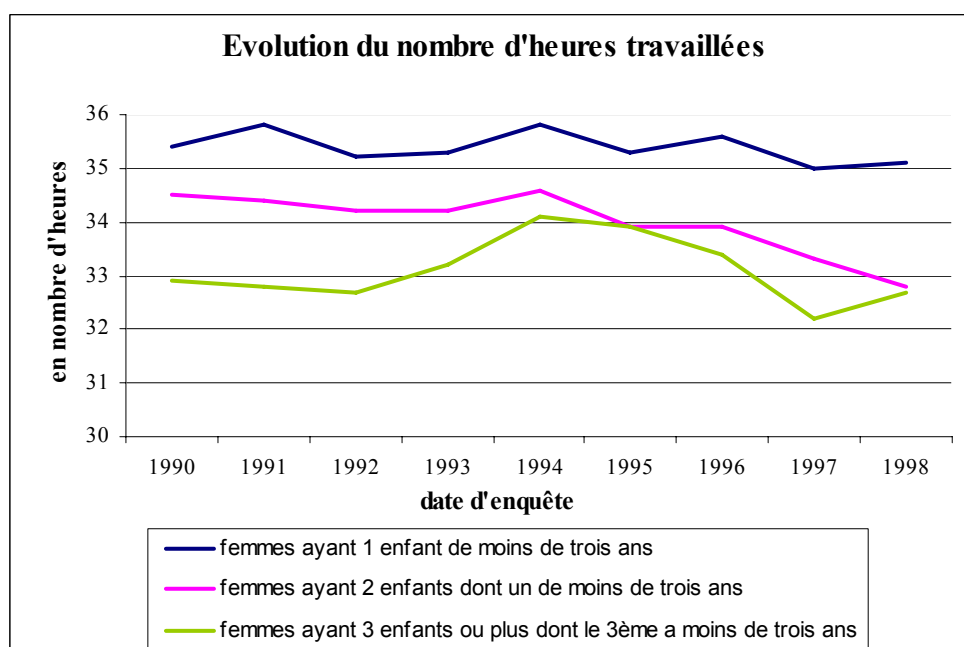
période), tandis qu'il s'éloigne de celui des mères d'un enfant (l'écart des taux d'activité passe ainsi de 13 points à 30 points sur la période).

Graphique 6.1 – Evolution annuelle des taux d'activité et du nombre moyen d'heures travaillées par semaine par les mères en fonction du nombre d'enfants



CHAMP : mères en couple âgées de 21 à 35 ans et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.



CHAMP : mères employées en couple âgées de 21 à 35 ans et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

L'évolution des heures travaillées est moins claire mais fait apparaître le même type d'évolution : alors que le nombre moyen d'heures travaillées par les mères de deux enfants se rapproche de celui des mères de trois enfants ou plus (l'écart passe ainsi de 1,5 heure à 0,5 heure en moyenne), il s'éloigne de celui des mères d'un enfant (l'écart passe de 1 heure à 2 heures). Ces statistiques descriptives montrent que l'offre de travail des mères décroît à mesure que le nombre d'enfants augmente, et que cette corrélation entre fécondité et offre de travail des mères varie après la réforme de 1994. Ceci est cohérent avec l'idée selon laquelle l'effet négatif d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères pourrait provenir en partie de l'Allocation parentale d'éducation.

6.3 L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur la participation des mères de deux enfants au marché du travail

L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur la participation des mères au marché du travail peut être estimé à partir de différences de différences (Piketty, 2005). La méthode d'estimation la plus simple qui consiste à comparer le taux d'activité des mères de deux enfants dont le benjamin a moins de trois ans avant et après la réforme ne permet pas de neutraliser la tendance générale à la hausse de l'activité des mères. Les estimations en différences de différences permettent de résoudre cette insuffisance. On suppose que si la réforme n'avait pas été mise en place, l'évolution du taux d'activité des mères de deux enfants dont le benjamin a moins de trois ans aurait été identique à celle du taux d'activité des autres mères ayant un enfant de moins de trois ans.

L'estimation en différences de différences de l'effet de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation sur la participation des mères au marché du travail consiste à régresser cette dernière sur le fait que la mère ait pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour son deuxième enfant (*ape2*), sur le fait qu'elle ait eu un troisième enfant (*x*) et sur l'interaction entre ses deux variables.

On estime l'équation suivante sur l'échantillon des mères ayant au moins deux enfants :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \alpha_3 ape2_i + \delta_1 x_i + \delta_2 x_i * ape2_i + \varepsilon_i \quad (6.1)$$

Où y_i est une indicatrice qui vaut 1 si la mère est active, x_i est une indicatrice qui vaut 1 si la mère a trois enfants ou plus, et $ape2_i$ une indicatrice qui indique si le second enfant est né

avant ou après juillet 1994 et donc si la mère a pu bénéficier ou non de l'Allocation parentale d'éducation à sa naissance. On note s_{ji} le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à 1 si l'enfant est un garçon, 0 si l'enfant est une fille. Les autres variables explicatives sont des indicateurs d'âge, d'âge à la première naissance, la différence d'âge entre les deux aînés (en mois), le statut d'immigration, le niveau de diplôme et des effets fixes annuels.

La variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' (x_i) et '*ape2*' vaut 1 si la mère a eu un troisième enfant et que le second est né après juillet 1994. Le coefficient δ_2 donne alors l'impact de l'Allocation parentale d'éducation sur la participation des mères au marché du travail.

Les résultats de l'estimation de l'équation 6.1 sont présentés dans la première colonne du tableau 6.2. Nos estimations suggèrent un impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité des mères de deux enfants dont le deuxième a moins de trois ans d'environ 16 points. Piketty (2005) estime une équation de ce type par probit et trouve que l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux mères de deux enfants a réduit leur taux d'activité d'une vingtaine de points. Suivant la spécification retenue, l'effet marginal qu'il obtient passe d'environ 15 points à 22 points. Avec une méthode d'estimation, une spécification et des échantillons différents, nous obtenons des résultats relativement proches de ceux de Piketty (2005).

Tableau 6.2 – Impact de l'Allocation parentale d'éducation sur la participation des mères au marché du travail

Variable explicative :	<i>Plus de 2 enfants</i>			<i>Plus d'1 enfant</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>
	0,162*** (0,029)	0,243 (0,631)	0,222*** (0,078)	-0,152*** (0,009)	-0,128 (0,089)
<i>N</i>	23407	23407	23407	37217	37217

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : Dans les trois premières colonnes : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans. Dans les deux dernières colonnes : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins un enfant et dont au moins un des deux premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. Dans les trois premières colonnes sont inclus également : la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant et l'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Ces résultats sont également très proches de ce qu'on observait en statistiques descriptives (graphique 6.1). Sous l'hypothèse que sans la réforme le taux d'activité des mères de deux enfants aurait évolué comme celui des mères d'un enfant ou de trois enfants ou plus, leur taux d'activité aurait été d'environ 70% en 1998. Il n'était en réalité que de 53%, soit une différence de 17 points. Autrement dit, l'introduction d'effets fixes annuels et de caractéristiques individuelles ne modifie pas substantiellement les estimations.

Supposer que, sans la réforme, le taux d'activité des mères de deux enfants aurait évolué de la même manière que celui des mères qui ne sont pas impactées par la réforme revient à supposer que la différence de taux d'activité des mères selon le nombre d'enfants est identique avant et après la réforme. Autrement dit, le biais affectant l'estimation par les moindres carrés ordinaires de l'effet de la fécondité sur l'activité des mères ne varie pas après la réforme. Si on note $y = \beta_1 x_{ape2} + \beta_2 x_{(1-ape2)} + \varepsilon$, on a :

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{\text{cov}(\varepsilon, x)}{V(x)}, \text{ après la réforme}$$

$$\hat{\beta}_2 = \beta_2 + \frac{\text{cov}(\varepsilon, x)}{V(x)}, \text{ avant la réforme}$$

Où le rapport entre la covariance de x avec ε et la variance de x représente le biais potentiel des estimations par les moindres carrés ordinaires. D'après les résultats du chapitre 4, l'estimation de l'impact de la fécondité sur l'activité est biaisé, c'est-à-dire que $\text{cov}(\varepsilon, x) \neq 0$. Dans ce cas, $\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 = \beta_1 - \beta_2$ si la covariance ne varie pas selon que les mères de deux enfants soient exposées ou non à la politique. En revanche, si ε est corrélé avec (x_{ape2}) , la covariance est différente avant et après la réforme, et $\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2$ est biaisé.

Afin de tester le biais potentiel affectant les estimations en différences de différences, nous instrumentons la variable de fécondité x_i par les différents instruments déjà utilisés au chapitre 4, à savoir '*même sexe*' (qui vaut 1 si les deux aînés sont de même sexe) et '*jumeaux-2*' (qui vaut 1 si la deuxième naissance était gémellaire).

Les estimations obtenues par les doubles moindres carrés donnent une estimation non biaisée de β_1 et β_2 , et par conséquent une estimation non biaisée de $\beta_1 - \beta_2$. D'après le tableau 6.2, les estimations de $\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2$ ne sont pas significativement différentes lorsqu'on utilise les doubles moindres carrés plutôt que les moindres carrés ordinaires. Cela suggère que le biais affectant les estimations par les moindres carrés ordinaires ne varie pas selon que les mères de

deux enfants soient éligibles ou non à l'Allocation parentale d'éducation et que l'estimation en différence de différence n'est pas biaisée.

Plus précisément, les estimations par variable instrumentale confirment les estimations en différence de différence. Lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument, les estimations sont imprécises et, bien que de même signe, le coefficient est non significatif. Lorsque les naissances gémellaires de rang deux sont utilisées comme instrument, on trouve que l'Allocation parentale d'éducation a un impact significativement négatif d'environ 22 points sur l'activité des mères de deux enfants. Ce résultat est également confirmé sur l'échantillon élargi des mères d'au moins un enfant (deux dernières colonnes). Dans ce cas, le coefficient estimé par les doubles moindres carrés (-0,128) est significatif au seuil de 14%.

Par conséquent, la décision de participation des mères d'au moins deux enfants au marché du travail semble être fortement influencée par l'incitation financière que constitue l'Allocation parentale d'éducation. Ceci est cohérent avec le résultat de Piketty (2005) selon lequel fin 1997, sur 220 000 allocataires de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux à taux plein, entre 50% et 70% n'auraient pas arrêté de travailler à la naissance de leur deuxième enfant si elle n'avaient pas pu bénéficier de l'allocation.

6.4 L'impact de la fécondité sur l'activité des mères

Nous venons de voir que l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants a eu un impact très négatif sur la participation des mères au marché du travail. Dans cette section nous proposons d'étudier plus précisément la composition de cet impact afin de mieux comprendre les raisons pour lesquelles le nombre d'enfants a un impact négatif sur l'activité des mères et d'identifier les moyens de le réduire afin de pouvoir stimuler simultanément la fécondité et l'activité des mères. L'impact de l'Allocation parentale d'éducation mesuré dans la section précédente par le coefficient δ_2 s'écrit également :

$$E(y_1 / x = 1, ape2 = 1) - E(y_1 / x = 0, ape2 = 1) - E(y_1 / x = 1, ape2 = 0) + E(y_0 / x = 0, ape2 = 0)$$

Où les deux premiers termes désignent le taux d'activité des mères qui ont pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant suivant qu'elles aient plus de deux enfants ou deux enfants seulement. Les deux termes suivants désignent le taux d'activité

des mères qui n'ont pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant suivant qu'elles aient plus de deux enfants ou deux enfants seulement.

Tandis que dans notre échantillon, toutes les mères d'au moins trois enfants ont pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur troisième enfant⁷⁵, les mères dont le deuxième enfant est né avant juillet 1994 n'ont pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant tandis que celles dont le deuxième enfant est né après juillet 1994 l'ont pu. Par conséquent, $E(y_1 / x = 1, ape2 = 1) - E(y_1 / x = 0, ape2 = 1)$ donne l'élasticité de l'activité des mères au nombre d'enfants sachant qu'elles étaient dans les mêmes conditions pour bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation.

En revanche, $E(y_1 / x = 1, ape2 = 0) - E(y_0 / x = 0, ape2 = 0)$ donne l'élasticité de l'activité des mères au nombre d'enfants sachant que les premières pouvaient avoir bénéficié de l'Allocation parentale d'éducation pour leur troisième enfant alors que ce n'était pas le cas des secondes. Ce terme cumule donc l'élasticité de l'activité des mères au nombre d'enfants et l'effet de l'Allocation parentale d'éducation.

L'objet de cette section est de mesurer et de comparer ces deux élasticités afin de voir si lorsque les mères de deux et celles de plus de deux enfants sont dans les mêmes conditions, l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères est négatif et significatif. Comme expliqué dans la section précédente, l'estimation séparée de ces deux éléments de l'estimation en différences de différences est potentiellement biaisée. Nous proposons donc de les estimer par variable instrumentale.

6.4.1 Modèle

Le modèle utilisé est inspiré de celui de Angrist et Evans (1998). Nous estimons un modèle de probabilité linéaire à deux étapes où l'équation de deuxième étape lie les variables d'offre de travail aux variables explicatives endogènes. Deux variables d'offre de travail sont considérées : la première est une indicatrice qui vaut 1 si la mère est active, et la seconde indique, lorsque la mère est en emploi, le nombre d'heures travaillées par semaine. Les variables explicatives endogènes sont des variables d'interaction entre '*plus de 2 enfants*', qui est une indicatrice qui vaut 1 si la mère a trois enfants ou plus, et une indicatrice qui indique si

⁷⁵ L'Allocation parentale d'éducation a été créée le 1^{er} janvier 1985. Les mères dont le troisième enfant est né après cette date ont pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur troisième enfant. Dans notre échantillon, les mères sont enquêtées à partir de 1990 et les mères de trois enfants ont un troisième enfant de moins de trois ans, qui est donc né après janvier 1985.

le second enfant est né avant ou après juillet 1994 et donc si la mère a pu bénéficier ou non de l'Allocation parentale d'éducation à sa naissance.

Les variables d'offre de travail y_i sont liées aux variables explicatives endogènes ($x_i * ape2_i$ et $x_i * (1 - ape2_i)$), au sexe des deux premiers enfants s_{ji} et aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \alpha_3 ape2_i + \beta_1 x_i * ape2_i + \beta_2 x_i * (1 - ape2_i) + \varepsilon_i^{76} \quad (6.2)$$

La variable indicatrice '*ape2*' vaut 1 si le second enfant est né après juillet 1994.

La variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' (x_i) et '*ape2*' vaut 1 si la mère a eu un troisième enfant et que le second est né après juillet 1994. Le coefficient β_1 donne l'effet du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères ayant pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant. Nous comparerons ce coefficient avec le coefficient de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' (x_i) et '*1 - ape2*' qui vaut 1 si la mère a eu un troisième enfant et que le second est né avant juillet 1994. Le coefficient β_2 donne l'effet du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères n'ayant pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant. L'indicatrice '*ape2*' est également incluse seule dans les régressions. Le coefficient associé à cette variable (α_3) donne l'effet de la réforme sur l'offre de travail des mères.

On note s_{ji} le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à 1 si l'enfant est un garçon, 0 si l'enfant est une fille. Les autres variables explicatives sont des indicateurs d'âge, d'âge à la première naissance, la différence d'âge entre les deux aînés (en mois), le statut d'immigration, le niveau de diplôme et des effets fixes annuels. L'âge à la première naissance et la différence d'âge entre les deux aînés sont corrélés avec la probabilité d'avoir un troisième enfant (Breton et Prioux, 2005). Un âge précoce à la première naissance et un intervalle court entre les deux premières naissances peuvent avoir une cause commune : le désir d'avoir une descendance nombreuse. Les jeunes mères peuvent avoir un profil particulier (milieu social, niveau de diplôme, nationalité...). L'inclusion de ces deux variables nous permet de contrôler certaines des caractéristiques inobservables qui peuvent affecter la probabilité d'avoir un troisième enfant et l'offre de travail. Le statut d'immigration est une variable indicatrice qui vaut 1 si la femme est née française. Les effets fixes annuels sont introduits pour contrôler les évolutions de la situation économique qui auraient pu affecter les variables d'intérêt. Le niveau de diplôme est caractérisé par cinq indicatrices indiquant si la mère n'a aucun diplôme, si elle a

⁷⁶ Les coefficients de cette équation sont liés à ceux de l'équation 6.1 par les relations suivantes : $\delta_1 = \beta_2$ et $\delta_2 = \beta_1 - \beta_2$.

un diplôme inférieur au baccalauréat, le baccalauréat, un diplôme niveau baccalauréat + 2 ans, ou un diplôme supérieur.

Pour corriger l'endogénéité de la décision d'avoir des enfants et obtenir une estimation non biaisée de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous utilisons deux équations de première étape qui lient les variables explicatives endogènes aux instruments. Les instruments sont des variables d'interaction entre une indicatrice qui vaut 1 si la mère a des aînés de même sexe, et les indicatrices '*1-ape2*' et '*ape2*' qui indique si le second enfant est né avant ou après juillet 1994. Les régressions de première étape liant les variables explicatives endogènes aux instruments ($ms_i * ape2_i$ et $ms_i * (1-ape2_i)$) s'écrivent :

$$x_i * ape2_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \pi_2 s_{2i} + \pi_3 ape2_i + \gamma_1 ms_i * ape2_i + \gamma_2 ms_i * (1 - ape2_i) + \eta_i \quad (6.3)$$

$$x_i * (1 - ape2_i) = \pi'_4 w_i + \pi_5 s_{1i} + \pi_6 s_{2i} + \pi_7 ape2_i + \gamma_3 ms_i * ape2_i + \gamma_4 ms_i * (1 - ape2_i) + \nu_i \quad (6.4)$$

La variable d'interaction entre '*même sexe*' et '*ape2*' vaut 1 si la mère a eu des aînés de même sexe et que le second enfant est né après juillet 1994. Dans l'équation (6.3), le coefficient γ_1 donne l'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants pour les mères ayant pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant. Nous comparerons ce coefficient avec celui de la variable d'interaction entre '*même sexe*' et '*1-ape2*' dans l'équation (6.4) qui vaut 1 si la mère a eu des aînés de même sexe et que le second enfant est né avant juillet 1994. Le coefficient γ_4 donne l'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants pour les mères n'ayant pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant.

La variable '*même sexe*' est une combinaison du sexe des deux aînés⁷⁷. Les résultats du tableau 1 indiquent que la probabilité d'avoir un garçon est de 0,51. Par conséquent, '*même sexe*' est légèrement corrélé au sexe de chaque enfant. Avoir des garçons ou des filles pourrait avoir un effet spécifique sur la probabilité d'avoir un troisième enfant si les parents ont une préférence pour les filles ou les garçons. Cela pourrait aussi avoir un effet direct sur l'offre de travail des mères, par exemple si les parents élèvent différemment leurs enfants selon leur sexe. Ou si le sexe de chaque enfant est corrélé avec d'autres déterminants de l'offre de travail des mères qu'avec la probabilité d'avoir plus de deux enfants. Nous introduisons s_{ji} dans les régressions pour contrôler les effets potentiels spécifiques du sexe des enfants et corriger les estimations de biais éventuels dus à l'omission de ces variables.

⁷⁷ Il peut en effet s'écrire : $ms = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$.

6.4.2 L'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant

Nous reportons dans le tableau 6.3 les résultats des estimations de l'équation 6.3 dans les deux premières colonnes et de l'équation 6.4 dans la troisième et la quatrième colonne. Les résultats complets (incluant les coefficients estimés des autres variables explicatives) sont disponibles en annexe 6.1. Les mères dont le deuxième enfant est né avant juillet 1994 représentent 77% de notre échantillon.

Tableau 6.3 - Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant

Variable dépendante:	<i>Plus de 2 enfants</i>			
	2ème enfant né \geq 1994		2ème enfant né $<$ 1994	
2ème enfant né \geq 1994	0,022*** (0,006)	0,022*** (0,006)	0,000 (0,000)	-0,003 (0,005)
2ème enfant né $<$ 1994	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,033*** (0,007)	0,028*** (0,005)
Autres variables	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	23407	23407	23407	23407
<i>R</i> ²	0,0413	0,0520	0,1180	0,4764

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Dans les régressions contenant d'autres variables explicatives, l'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant vaut 0,028 lorsque le second enfant est né avant juillet 1994 et 0,022 lorsque le second enfant est né après juillet 1994. Autrement dit, avoir des aînés de même sexe accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant de 2,8 points pour les mères qui n'ont pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur second enfant, et de 2,2 points pour les mères qui ont pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur second enfant. Ces deux coefficients sont significatifs au seuil de 1% et la différence entre eux (0,006, écart-type 0,008) est non significative. Ainsi, l'effet de '*même sexe*' sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants n'est pas différent selon que le deuxième enfant est né avant ou après juillet 1994 : la réforme n'a donc pas modifié le choc exogène de fécondité.

La qualité des estimations par variable instrumentale dépend de la qualité des instruments. Dans les régressions des variables explicatives endogènes ($x_i \cdot ape2_i$ respectivement $x_i \cdot (1 - ape2_i)$) sur les deux instruments ($ms_i \cdot ape2_i$ respectivement $ms_i \cdot (1 - ape2_i)$) sans autres variables explicatives, les statistiques de Fisher de première étape valent respectivement 14 et 21. Ceci est supérieur à 10, critère de validité des instruments dans la littérature (Bound, Jaeger et Baker, 1995). Nos instruments ont donc une puissance suffisante, ils expliquent suffisamment bien les variables explicatives endogènes.

Afin d'affiner l'analyse de l'effet du sexe des deux aînés sur la fécondité, nous analysons séparément les mères selon leur niveau de diplôme (tableau 6.4). Les mères moins diplômées sont celles dont le diplôme le plus élevé est inférieur ou égal au baccalauréat, les mères plus diplômées ont un diplôme strictement supérieur au baccalauréat.

Tableau 6.4 - Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant en fonction du diplôme de la mère

Variable dépendante:	Plus de 2 enfants							
Sous échantillon:	Mères moins diplômées				Mère plus diplômées			
	2ème enfant né >= 1994	2ème enfant né < 1994	2ème enfant né >= 1994	2ème enfant né < 1994	2ème enfant né >= 1994	2ème enfant né < 1994	2ème enfant né >= 1994	2ème enfant né < 1994
2ème enfant né >= 1994	0,024*** (0,007)	0,024*** (0,007)	0,000 (0,000)	-0,004 (0,006)	0,016 (0,012)	0,016 (0,012)	0,000 (0,000)	0,003 (0,009)
2ème enfant né < 1994	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,040*** (0,008)	0,029*** (0,006)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,016)	0,022* (0,012)
Autres variables	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
N	18744	18744	18744	18744	4663	4663	4663	4663
R ²	0,0426	0,0531	0,1197	0,4898	0,0364	0,0460	0,1065	0,3994

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

Les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat, et les mères plus diplômées ont un diplôme supérieur au baccalauréat.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Avoir des aînés de même sexe accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant pour les moins diplômées seulement. Sur ce sous-échantillon, l'effet de 'même sexe' sur la fécondité ne diffère pas selon la date de naissance du second enfant : il est égal à 0,024 s'il est né après juillet 1994, et 0,029 s'il est né avant. L'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant ne diffère pas selon que la mère ait pu ou non

bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour son second enfant. Pour les plus diplômées, l'effet est non significatif.

6.4.3 Estimations par variable instrumentale de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères

Nous reportons dans le tableau 6.5 les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires et les doubles moindres carrés (équation 6.2). Les résultats complets (incluant les coefficients estimés des autres variables explicatives) sont disponibles en annexe 6.2. Le taux d'activité des mères de notre échantillon est plus important lorsque les mères ont eu leur deuxième enfant avant juillet 1994 (56,4%) qu'après (52,6%) ; et lorsqu'elles sont en emploi, les mères qui ont eu leur deuxième enfant avant 1994 travaillent en moyenne un plus grand nombre d'heures par semaine (34 contre 33).

Tableau 6.5 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,174*** (0,028)	-0,276 (0,602)	-0,02 (2,37)	4,04 (46,35)
2ème enfant né < 1994	-0,337*** (0,009)	-0,518** (0,245)	-0,78* (0,42)	-10,66 (13,48)
<i>N</i>	23407	23407	7730	7730

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

La première ligne du tableau 6.5 donne le coefficient de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' et '*ape2*', et la deuxième ligne donne le coefficient de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' et '*1-ape2*' pour les différentes méthodes d'estimation et variables d'offre de travail. Les résultats des moindres carrés ordinaires indiquent que quelle que soit la date de naissance du second enfant, les mères de plus de deux enfants participent moins au marché du travail que les mères de deux enfants. Lorsque le second

enfant est né après juillet 1994, les effets de la fécondité sur l'offre de travail sont plus faibles que lorsqu'il est né avant, mais restent significativement négatifs au seuil de 1%. Après la réforme, lorsque toutes les mères de notre échantillon peuvent prétendre à l'Allocation parentale d'éducation, la participation au marché du travail des mères de plus de deux enfants est inférieure de 17,4 points à celle des mères de deux enfants. Avant la réforme, c'est-à-dire lorsque les mères d'au moins trois enfants pouvaient bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur troisième enfant, alors que les mères de deux enfants n'étaient pas éligibles, elle était inférieure de 33,7 points. Lorsqu'elles sont en emploi, le nombre d'heures travaillées par les mères de trois enfants ou plus est inférieur à celui des mères de deux enfants avant la réforme seulement. Ces estimations ne donnent pas l'évolution de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères mais simplement l'évolution de la corrélation. Lorsque nous mesurons l'élasticité de l'offre de travail des mères par rapport au nombre d'enfants à un moment où elles sont dans les mêmes conditions (après la réforme), la corrélation entre avoir plus de deux enfants et l'offre de travail des mères est réduite. Ceci confirme l'analyse graphique : toutes choses égales par ailleurs, la situation des mères de deux enfants sur le marché du travail est alors plus proche de celle des mères de plus de deux enfants.

Les estimations par variable instrumentale (deuxième et quatrième colonne) donnent l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument. Lorsque le deuxième enfant est né avant juillet 1994, avoir plus de deux enfants affecte négativement la probabilité d'activité des mères (-51,8 points) alors que s'il est né après, l'impact d'une troisième naissance sur leur probabilité d'activité est négligeable. L'effet d'avoir plus de deux enfants sur les heures travaillées est non significatif avant et après la réforme, mais l'estimation est très imprécise. La non significativité de ces résultats pourrait provenir du fait que l'échantillon des mères en emploi (ayant un second ou troisième enfant de moins de trois ans) est trop petit pour identifier l'effet de la fécondité sur les heures travaillées ou du fait que la fécondité n'aurait pas d'effet causal sur les heures travaillées soit parce que lorsque les mères sont en emploi, avoir plus de deux enfants ne les conduit pas à vouloir réduire leurs heures de travail, soit parce que le nombre d'heures travaillées résulte d'une négociation avec l'employeur. Dans le chapitre 4, nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants impacte négativement le nombre d'heures travaillées par les mères en emploi. Par conséquent, il est plus vraisemblable que la non significativité des résultats obtenus dans cette section soit due au nombre plus faible d'observations.

Globalement, les estimations par les doubles moindres carrés vont dans le même sens que les estimations par les moindres carrés ordinaires : avant la réforme, avoir plus de deux enfants entraîne une réduction de l'activité des mères, tandis qu'après la réforme, la réduction est plus faible voire nulle. L'impact d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères net de l'effet de l'Allocation parentale d'éducation est donc nul.

Les mères qui ont eu leur deuxième enfant après l'extension de l'Allocation parentale d'éducation ne réduisent pas leur participation au marché du travail au moment du passage de deux à plus de deux enfants. Autrement dit, lorsqu'une mère a pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour son deuxième enfant, la naissance d'un troisième enfant n'engendre pas de retrait supplémentaire du marché du travail. Ainsi, il apparaît que l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des mères d'avant la réforme provienne davantage du fait que les mères de deux et trois enfants avaient des incitations financières différentes à quitter le marché du travail.

6.4.4 L'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères a-t-il diminué du fait de la réforme ?

Dans cette section, nous considérons d'autres interprétations qui pourraient expliquer ces résultats. D'une part, la chute des taux d'activité des mères de deux enfants à partir de 1994 pourrait provenir de modifications spécifiques de leurs caractéristiques socio-économiques. Par exemple, si le niveau de formation moyen des mères de deux enfants avait décliné sur la période relativement à celui des autres mères. Ou, que les mères de deux enfants ont toujours été moins diplômées que les autres, mais que l'effet du diplôme sur la probabilité d'activité ait augmenté pendant cette période. Piketty (2005) trouve que ce n'est pas le cas, et l'introduction de caractéristiques individuelles dans nos régressions permet de contrôler pour des effets de ce type.

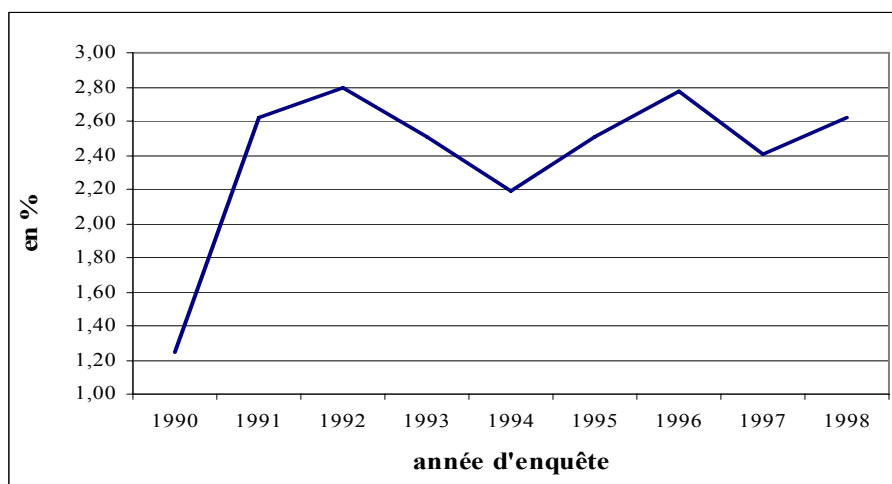
D'autre part, dans la mesure où nous produisons des estimations par variable instrumentale, afin de pouvoir attribuer la baisse de l'effet de la fécondité sur l'activité des mères à la réforme de l'Allocation parentale d'éducation, certaines hypothèses doivent être vérifiées pour que cette méthode soit viable. En particulier, nous vérifions que la réforme n'a pas modifié les préférences et les caractéristiques des mères selon le sexe de leurs aînés. Si la réforme avait altéré l'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité de faire un troisième enfant (modification des préférences), cette modification pourrait alors être la cause

de la baisse de nos estimations après la réforme. De quelle manière la réforme aurait-elle pu modifier les préférences des parents quant à la mixité sexuelle de leur descendance ? Intuitivement, l'histoire pourrait être la suivante : avant juillet 1994, seules les mères de trois enfants ou plus peuvent bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation. Il est donc possible que les mères qui souhaitent en bénéficier soient incitées à faire un troisième enfant. Dans ce cas, l'incitation financière aurait créé des comportements opportunistes consistant à faire un troisième enfant. Ce comportement devrait alors logiquement être moins dépendant du sexe des deux aînés avant qu'après 1994 quand l'incitation financière à faire un troisième enfant disparaît. Or, d'après le tableau 6.3, on observe l'évolution inverse : l'effet de '*même sexe*' sur la probabilité d'avoir un troisième enfant est (non significativement) plus forte avant juillet 1994 qu'après. Ceci est confirmé par la définition de l'estimateur par variable instrumentale : $\beta = \text{cov}(\text{variable dépendante}, \text{instrument}) / \text{cov}(\text{variable explicative endogène}, \text{instrument})$. Si la baisse de l'effet de la fécondité sur l'offre de travail (β) était due à un effet de première étape, on devrait observer une hausse de l'effet du sexe des aînés sur la fécondité (dénominateur), et non une baisse.

En 1994, l'incitation financière à avoir un troisième enfant disparaît, puisque les mères de deux enfants dont le benjamin a moins de trois ans peuvent bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation. Si les parents avaient eu un comportement de fécondité opportuniste, on observerait une baisse du taux de fécondité de rang trois à partir de 1995 chez les mères de deux enfants (et dont le plus jeune a moins de trois ans). Or d'après le graphique 6.2 ce n'est pas le cas : on observe une baisse importante en 1994 mais qui s'est initiée dès 1993 et qui s'inverse en 1995 et qui ne peut donc être attribuée à l'extension de l'Allocation parentale d'éducation.

Symétriquement, l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants aurait pu inciter les parents à avoir un second enfant. Dans ce cas, on observerait un accroissement des naissances de rang deux parmi les mères d'un enfant à partir de 1995. D'après le graphique 6.3, hormis les faibles niveaux de 1990 et 1993, et le niveau élevé de 1997, le taux de fécondité de rang deux est stable. La réforme ne semble pas avoir modifié les comportements de fécondité des parents. Il paraît assez raisonnable de supposer que la population des mères de deux enfants est identique avant et après la réforme.

Graphique 6.2 – Evolution du taux de fécondité de rang trois



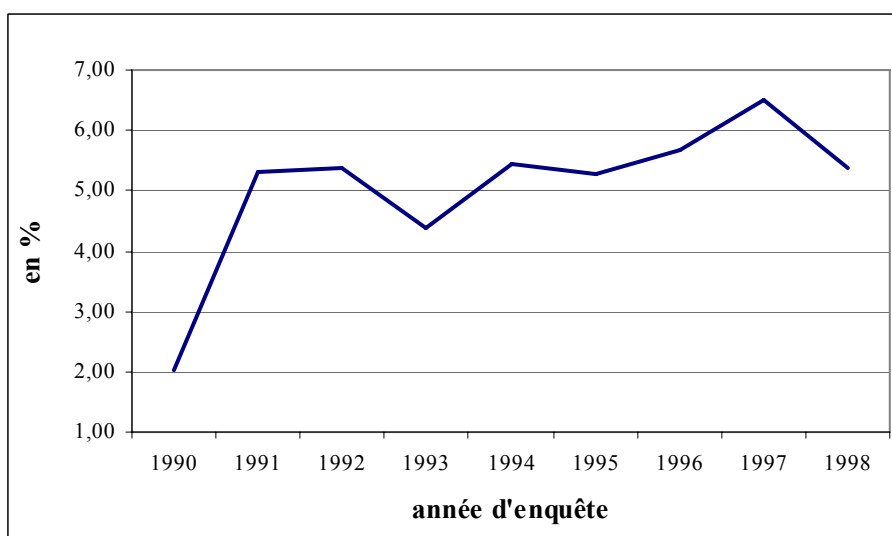
CHAMP : mères en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : Le taux de fécondité de rang 3 donne la proportion de mères de l'échantillon ayant un 3^{ème} enfant une année donnée.

EXEMPLE DE LECTURE : en 1995, parmi les mères de deux enfants en couple âgées de 21 à 35 ans, 2,5% ont eu un 3^{ème} enfant.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Graphique 6.3 – Evolution du taux de fécondité de rang deux



CHAMP : mères en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins un enfant et dont au moins un des deux premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : Le taux de fécondité de rang 2 donne la proportion de mères de l'échantillon ayant un 2^{ème} enfant une année donnée.

EXEMPLE DE LECTURE : en 1995, parmi les mères d'un enfant en couple âgées de 21 à 35 ans, 5,3% avaient un 2^{ème} enfant.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

En outre, nous vérifions qu'il n'y a pas de différences de caractéristiques démographiques entre les mères ayant des aînés de même sexe et celles ayant des aînés de sexe différent, aussi bien avant qu'après la réforme. Les résultats du tableau 6.6 montrent que même si les caractéristiques des mères ont évolué entre les deux périodes, cette évolution a été identique pour les mères d'aînés de même sexe et celles d'aînés de sexe différent. L'instrument '*même sexe*' peut être utilisé avant et après la réforme : son effet sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants et sur la probabilité d'activité ne s'explique pas par des différences de caractéristiques individuelles entre les mères.

Tableau 6.6 - Différences démographiques moyennes
conditionnellement au sexe des deux aînés

Pour les mères ayant pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux

	Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme	2ème naissance après 94	Nombre d'enfants	3ème enfant
MS ⁽¹⁾	29,99 (0,062)	24,74 (0,064)	44,12 (0,520)	0,90 (0,006)	19,35 (0,090)	0,24 (0,008)	1,00 (0,00)	2,06 (0,005)	0,06 (0,005)
DS ⁽²⁾	30,07 (0,060)	24,76 (0,063)	45,12 (0,513)	0,90 (0,006)	19,33 (0,103)	0,24 (0,008)	1,00 (0,00)	2,04 (0,004)	0,039 (0,004)
Diff	-0,081 (0,086)	-0,019 (0,090)	-0,994 (0,731)	0,001 (0,008)	0,022 (0,137)	0,005 (0,012)	0,00 (0,00)	0,024*** (0,006)	0,022*** (0,006)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans qui ont pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation de rang 2.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de même sexe.

NOTE 3 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de sexe différent.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Pour les mères n'ayant pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux

	Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme	2ème naissance après 94	Nombre d'enfants	3ème enfant
MS ⁽¹⁾	30,23 (0,033)	23,47 (0,034)	40,71 (0,255)	0,90 (0,003)	18,41 (0,053)	0,19 (0,004)	0,00 (0,000)	2,41 (0,006)	0,38 (0,005)
DS ⁽²⁾	30,17 (0,033)	23,38 (0,036)	41,63 (0,270)	0,90 (0,003)	18,41 (0,055)	0,19 (0,004)	0,00 (0,000)	2,37 (0,006)	0,35 (0,005)
Diff	0,063 (0,047)	0,089* (0,050)	-0,920** (0,371)	-0,005 (0,004)	-0,002 (0,077)	-0,005 (0,006)	0,000 (0,000)	0,034*** (0,008)	0,033*** (0,007)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans qui n'ont pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation de rang 2.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de même sexe.

NOTE 3 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de sexe différent.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

6.4.5 Niveau de diplôme de la mère

Une autre façon de vérifier que l'effet négatif du troisième enfant sur l'activité des mères provient effectivement des incitations induites par l'Allocation parentale d'éducation, est d'étudier l'évolution de cet effet suivant que le deuxième enfant est né avant ou après juillet 1994 sur des sous-populations. L'Allocation parentale d'éducation est particulièrement incitative pour certaines catégories de femmes. Par exemple, Afsa (1998) met en évidence le fait que les bénéficiaires de l'Allocation parentale d'éducation sont principalement des femmes faiblement diplômées. Par conséquent, on devrait trouver que si l'Allocation parentale d'éducation est à l'origine de l'effet négatif du troisième enfant sur l'activité des mères, sur cette sous-population, cet effet est significativement négatif pour les mères ayant eu leur deuxième enfant avant 1994, alors qu'il est non significatif pour les mères ayant eu leur deuxième enfant après 1994. Pour les femmes plus diplômées, qui bénéficient moins de l'Allocation parentale d'éducation, l'effet d'avoir plus de deux enfants sur leur activité devrait être plus faible quelle que soit la date de naissance de leur deuxième enfant.

Les résultats selon le niveau de diplôme des mères sont présentés dans le tableau 6.7. Pour les deux sous-échantillons, les estimations de l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères par les moindres carrés ordinaires décroissent lorsque les mères ont leur second enfant après la réforme. Pour les mères moins diplômées, avoir un troisième enfant réduit la probabilité de participation au marché du travail de 35 points si le second enfant est né avant la réforme, et de 21 points seulement si le second enfant est né après. Ces effets sont significatifs au seuil de 1%. Pour les mères plus diplômées, l'effet d'une troisième naissance est significatif au seuil de 1% si le second enfant est né avant la réforme, et non significatif s'il est né après. Ces résultats suggèrent une fois encore que lorsque l'élasticité entre l'activité des mères et le nombre d'enfants est expurgé de l'effet de l'Allocation parentale d'éducation, elle est plus faible, voire non significative.

Les estimations par variable instrumentale donnent des estimations non biaisées de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères. Avoir des aînés de même sexe accroît seulement la probabilité d'avoir un troisième enfant des mères moins diplômées (tableau 6.4). Dans ce contexte, nous examinons si les estimations par variable instrumentale de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail dépendent de leur niveau de diplôme. Les résultats du tableau 6.7 indiquent que c'est le cas. Sur le sous-

échantillon des mères plus diplômées, l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères est non significatif quelles que soient la date de naissance du second enfant. En revanche, sur le sous-échantillon des mères moins diplômées, certains coefficients sont négatifs et significatifs. Au total l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères estimé en utilisant '*même sexe*' comme instrument est significatif seulement dans les cas où le sexe des aînés affecte la probabilité d'avoir un troisième enfant, c'est-à-dire dans le cas des mères moins diplômées⁷⁸. Ces résultats sont cohérents avec l'hypothèse selon laquelle le sexe des deux aînés affecte l'offre de travail des mères seulement parce qu'il affecte leur fécondité.

Tableau 6.7 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>			
Sous échantillon:	Mères moins diplômées		Mère plus diplômées	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,210*** (0,030)	-0,722 (0,671)	-0,061 (0,059)	1,527 (2,025)
2ème enfant né < 1994	-0,350*** (0,010)	-0,788*** (0,278)	-0,286*** (0,021)	1,078 (1,001)
<i>N</i>	18744	18744	4663	4663

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

Les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat, et les mères plus diplômées ont un diplôme supérieur au baccalauréat.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Les résultats indiquent que parmi les mères ayant au maximum le baccalauréat, avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation au marché du travail pour celles qui n'ont pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur deuxième enfant alors que l'effet est non significatif pour celles qui ont pu en bénéficier. Lorsque le deuxième enfant est né avant juillet 1994, l'effet sur les mères faiblement diplômées est non significativement plus fort que sur l'échantillon complet (-0,788 contre -0,518, alors que les écarts-types sont proches). Conformément à l'intuition, l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail

⁷⁸ Dans la mesure où le sexe des aînés n'affecte pas la probabilité d'avoir un troisième enfant des mères plus diplômées, les résultats reportés au tableau 6.8 ne peuvent s'interpréter comme indiquant qu'avoir plus de deux enfants n'affecte pas l'offre de travail des mères plus diplômées.

des mères est significativement négatif précisément quand seules les mères de plus de deux enfants ont des incitations spécifiques à quitter le marché du travail.

6.4.6 Variantes

Nous vérifions la cohérence de nos résultats avec un test de falsification sur les pères. Dans la mesure où le poids de la conciliation repose principalement sur les femmes, avoir plus de deux enfants ne devrait pas réduire l'offre de travail des pères, et ce quelle que soit la date de naissance de leur deuxième enfant. Ceci est confirmé par le tableau 6.8 : que leur second enfant soit né avant ou après juillet 1994, les estimations par variable instrumentale montrent que l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères n'est jamais significativement négatif.

Tableau 6.8 – Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,023* (0,013)	0,168 (0,182)	0,76 (0,64)	3,86 (12,09)
2ème enfant né < 1994	-0,002 (0,02)	0,131* (0,071)	-0,42** (0,19)	-0,82 (4,50)
<i>N</i>	18522	18522	14480	14480

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes en couple âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Les résultats sont complémentaires de ceux obtenus pour les mères : lorsque le second enfant est né avant la réforme et qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur la participation des mères au marché du travail, l'effet sur la participation des pères au marché du travail est significativement positif. Une explication pourrait être qu'avant la réforme, avoir plus de deux enfants incite les mères à se retirer du marché du travail, et pour compenser la perte de revenu, les pères accroissent leur participation au marché du travail. Cette hypothèse est cohérente avec les résultats d'après réforme : lorsque avoir plus de deux enfants n'a plus d'effet sur la participation au marché du travail des mères, l'effet sur celle des

pères est également non significative. Alors que l'effet cumulé du nombre d'enfants et de l'Allocation parentale d'éducation a un effet positif sur l'activité des pères (avant la réforme), l'impact net de la fécondité est non significatif (après la réforme).

Les estimations par les moindres carrés ordinaires donnent aussi des résultats intéressants. Lorsque le deuxième enfant est né avant la réforme, les pères de plus de deux enfants ne se retirent pas du marché du travail, mais certains réduisent le nombre d'heures travaillées par semaine. Lorsque le deuxième enfant est né après la réforme, certains pères de plus de deux enfants se retirent du marché du travail. Il est possible que l'image du rôle de père se modifie, et qu'alors qu'il n'était pas envisageable pour les pères de suspendre leur activité professionnelle pour s'occuper de leurs enfants, c'est maintenant une possibilité pour certains des pères d'au moins trois enfants.

Lorsque nous considérons l'échantillon étendu des mères âgées de 21 à 40 ans, les effets de première étape, les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires, et les doubles moindres carrés sont confirmés et les degrés de significativité sont identiques. Par exemple, on trouve qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail de (-0,515) points lorsque le deuxième enfant est né avant la réforme (-0,518 sur les 21-35), et que cet effet est non significatif s'il est né après (comme sur les 21-35).

Lorsqu'on étudie la probabilité d'emploi plutôt que la probabilité d'activité, les résultats diffèrent. Dans ce cas, on étudie le statut d'emploi des mères (en emploi d'un côté, au chômage ou inactive de l'autre) plutôt que leur choix d'activité. On trouve qu'avoir plus de deux enfants n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'emploi des mères, quelle que soit la date de naissance du second enfant⁷⁹. L'éligibilité à l'Allocation parentale d'éducation n'altère pas l'effet causal de la fécondité sur l'emploi des mères. Le statut d'emploi relève non seulement du choix des mères de travailler, mais également de la décision des employeurs de les embaucher. C'est cela qui distingue le statut d'emploi du statut d'activité étudié précédemment. Les employeurs n'ont aucune raison de modifier leur comportement d'emploi après la réforme. Il est donc cohérent de trouver que l'effet de la fécondité sur l'emploi des mères ne varie pas après la réforme.

⁷⁹ Dans le chapitre 4, le nombre d'enfants a un effet significativement négatif sur l'emploi des mères, mais plus faible que l'effet sur le taux d'activité (tableau 4.7). La non significativité est sans doute due ici à la réduction de l'échantillon. Quoiqu'il en soit, ce qui est intéressant ici est que le degré de significativité est identique avant et après la réforme.

6.4.7 L'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères lorsque les naissances gémellaires sont utilisées comme instrument

Ces résultats sont confortés lorsque la même procédure est menée avec l'instrument '*jumeaux-2*' (tableau 6.9). Dans ce cas, le choc de fécondité se produit lorsque la mère donne naissance à des jumeaux en deuxième naissance : la variable '*jumeaux-2*' vaut 1 si la seconde naissance est gémellaire, 0 sinon. Comme précédemment, on construit une variable d'interaction entre '*jumeaux-2*' et '*ape2*' qui vaut 1 si la mère a eu des jumeaux en deuxième naissance et que ces jumeaux sont nés après juillet 1994. La variable d'interaction entre '*jumeaux-2*' et '*1-ape2*' qui vaut 1 si la mère a eu des jumeaux en deuxième naissance et que ces jumeaux sont nés avant juillet 1994. Ces variables d'interaction sont utilisées comme instruments des variables explicatives endogènes : '*plus de 2 enfants*' * '*ape2*' et '*plus de 2 enfants*' * '*1-ape2*'.

Tableau 6.9 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères
Instrument '*Jumeaux-2*'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,174*** (0,028)	-0,097 (0,061)	-0,02 (2,37)	3,02 (4,02)
2ème enfant né < 1994	-0,337*** (0,009)	-0,319*** (0,046)	-0,78* (0,42)	-0,29 (1,72)
<i>N</i>	23407	23407	7730	7730

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Les estimations par variable instrumentale sur la participation au marché du travail confirment les résultats obtenus avec '*même sexe*'. Avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail seulement lorsque le deuxième enfant est né avant la réforme (-0,319), alors que l'effet est non significatif s'il est né après. Dans la mesure où les résultats sont similaires avec deux instruments qui provoquent des chocs de fécondité différents, l'évolution de l'effet de la fécondité sur l'offre de travail ne

peut s'expliquer par l'évolution des caractéristiques observables ou des préférences des parents suite à la réforme. En effet, il n'y a aucune raison pour que les caractéristiques des parents ayant des enfants de même sexe se soient modifiées de la même façon que celles des parents qui ont des jumeaux après la réforme. Il est peu probable que l'évolution observée de l'effet d'une troisième naissance sur l'offre de travail des mères provienne d'une modification de l'effet de première étape, à savoir l'effet de '*même sexe*' (resp. '*jumeaux-2*') sur la probabilité d'avoir un troisième enfant. En utilisant l'instrument '*jumeaux-2*', les estimations sur le nombre d'heures restent trop imprécises pour identifier l'impact d'avoir plus de deux enfants sur le nombre d'heures travaillées avant et après la réforme. Par conséquent, il apparaît qu'au-delà des incitations que crée l'Allocation parentale d'éducation, avoir plus de deux enfants n'a pas d'effet causal négatif sur l'activité des mères.

La dichotomisation de l'échantillon en plus diplômées / moins diplômées (annexe 6.3) apporte des précisions intéressantes : les mères plus diplômées ont elles aussi été affectées par la réforme puisque lorsque leur deuxième enfant est né avant 1994, avoir plus de deux enfants réduit significativement leur activité. Cet effet (-0,232) est toutefois plus faible que pour les mères moins diplômées (-0,338). Si leur second enfant est né après juillet 1994, la fécondité n'a pas d'effet sur leur offre de travail.

6.4.8 L'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères

La réforme a réduit les différences dans les incitations à quitter le marché du travail entre les mères de deux et les mères de plus de deux enfants. Symétriquement, la réforme a accru les différences entre les mères d'un et les mères de plus d'un enfant. Afin d'élargir nos résultats, nous évaluons les conséquences de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation sur le comportement d'offre de travail des mères d'un et de plus d'un enfant (tableau 6.10). Dans la période 1990-1998, les mères d'un enfant n'étaient pas éligibles à l'Allocation parentale d'éducation, alors qu'à partir de 1994, les mères de deux enfants y étaient éligibles. Par conséquent, dans la période 1990-1994, les mères d'un et deux enfants n'avaient pas d'incitations particulières à quitter le marché du travail, alors qu'à partir de 1994, les mères d'un et deux enfants avaient des incitations différentes. Comme précédemment, si l'Allocation parentale d'éducation est la cause de l'effet négatif de la fécondité sur l'offre de travail des mères, on devrait observer un accroissement de l'effet négatif d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères qui ont eu leur deuxième enfant après juillet 1994. Dans

cette section, nous étudions l'impact du passage d'un à plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères. L'échantillon est constitué de mères d'au moins un enfant dont le premier enfant (si elles n'en ont qu'un) ou le second enfant (si elles en ont plus d'un) est âgé de moins de trois ans. Comme avant, l'échantillon n'est pas sélectionné sur le nombre d'enfants ce qui biaiserait l'échantillon mais sur l'âge des enfants : notre échantillon contient des mères de plus de deux enfants dès lors que le second a moins de trois ans.

Les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires indiquent que l'effet négatif d'avoir plus d'un enfant est plus faible lorsque le deuxième enfant est né avant la réforme que lorsqu'il est né après. Par rapport aux mères d'un enfant, les mères ayant plus d'un enfant ont une participation au marché du travail plus faible de 16,3 points avant la réforme, et de 31,5 points après.

Tableau 6.10 - Effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,315*** (0,008)	-0,399*** (0,070)	-2,20*** (0,31)	3,77* (2,19)
2ème enfant né < 1994	-0,163*** (0,006)	-0,271*** (0,049)	-1,53*** (0,21)	1,01 (1,32)
<i>N</i>	37217	37217	16501	16501

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins un enfant et dont au moins un des deux premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Pour identifier l'effet causal d'avoir plus d'un enfant, nous utilisons un choc exogène sur la naissance du deuxième enfant, à savoir les naissances gémellaires de rang un. Nous construisons deux variables d'interaction : la première entre '*plus d'un enfant*' et '*ape2*' qui vaut 1 si la mère a eu un deuxième enfant après juillet 1994⁸⁰ ; la seconde entre '*plus d'un enfant*' et '*1-ape2*' qui vaut 1 si la mère a eu un deuxième enfant avant juillet 1994. La variable '*plus d'un enfant*' est instrumentée par la variable '*jumeaux-1*' dans l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire en deux étapes. Les coefficients des variables d'interaction

⁸⁰ Cette variable d'interaction vaut 0 si la mère n'a pas pu bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour son second enfant, c'est-à-dire si elle n'a qu'un enfant ou si son deuxième enfant est né avant juillet 1994.

donnent l'effet d'avoir plus d'un enfant dans deux contextes différents : suivant que les mères aient pu ou non bénéficier de l'Allocation parentale d'éducation pour leur second enfant⁸¹. La comparaison de ces deux coefficients donne l'évolution de l'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères.

Les estimations par variable instrumentale indiquent que l'effet négatif d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères augmente après la réforme : avant la réforme, avoir un deuxième enfant entraîne une réduction de la participation au marché du travail de 27,1 points. Après la réforme, le passage d'un à plus de un enfant entraîne une réduction de la participation au marché du travail de 39,9 points. La réforme a donc accru les conséquences d'une deuxième naissance sur la participation des mères au marché du travail. Avant la réforme, les mères d'un et de deux enfants ne sont pas éligibles à l'Allocation parentale d'éducation mais les mères d'au moins trois enfants le sont. L'estimation de l'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'activité des mères avant la réforme ne donne donc pas l'effet du passage d'un à plus d'un enfant net de l'Allocation parentale d'éducation, mais seulement l'effet net de son extension aux parents de deux enfants. Autrement dit, on ne sait pas quel serait l'effet d'avoir plus d'un enfant si l'Allocation parentale d'éducation n'existait pas.

Lorsqu'on sépare l'échantillon suivant le niveau de diplôme de la mère, on obtient des résultats symétriques à ceux obtenus pour l'impact du passage de deux à plus de deux enfants (annexe 6.4). Pour les mères moins diplômées, avoir plus d'un enfant a un effet net négatif sur leur participation au marché du travail (avant la réforme). L'extension de l'Allocation parentale d'éducation a accru cet effet négatif. Pour les mères plus diplômées, lorsque leur second enfant est né avant la réforme, sa naissance n'a aucune conséquence sur l'offre de travail des mères ; par contre, s'il est né après, sa naissance entraîne une réduction significative des mères au marché du travail (au seuil de 1%). La réduction d'activité suite à la naissance d'un second enfant est supérieure pour les mères moins diplômées (-0,458) par rapport aux mères diplômées (-0,286).

⁸¹ La seule différence avec l'exercice précédent est qu'au lieu d'avoir 4 modalités (avoir moins de trois enfants et le deuxième est né avant 1994, avoir au moins trois enfants et le deuxième est né après 1994, avoir au moins trois enfants et le deuxième est né avant 1994, avoir au moins trois enfants et le deuxième est né après 1994), nous n'en avons ici que 3 : avoir un seul enfant, avoir au moins deux enfants et le deuxième est né avant 1994, avoir au moins deux enfants et le deuxième est né après 1994. Par conséquent, afin que l'effet de l'APE soit identifiable en tant que tel, nous ôtons l'effet principal de l'APE de rang 2 des variables explicatives (indicatrice qui vaut 1 si les parents ont pu bénéficier de l'APE de rang 2, 0 sinon). Tous les coefficients sont interprétables relativement à la situation où les mères n'ont eu qu'un enfant.

6.5 Synthèse

Ce chapitre propose une évaluation des conséquences de l'Allocation parentale d'éducation en termes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Nous évaluons comment la réforme de 1994 a altéré l'effet causal du nombre d'enfants sur l'activité des mères. En juillet 1994, l'Allocation parentale d'éducation a été étendue aux parents de deux enfants dont l'un est âgé de moins de trois ans. Cette réforme a modifié l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères. D'abord, l'impact négatif du passage de un à deux enfants sur l'offre de travail des mères s'est accru. Ensuite, l'effet négatif du passage de deux à plus de deux enfants devient non significatif après la réforme. Par conséquent, alors qu'avant 1994, les mères réduisaient principalement leur offre de travail lorsqu'elles avaient un troisième enfant, depuis 1994, elles commencent à s'éloigner du marché du travail dès qu'elles ont un deuxième enfant.

L'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères provient donc en partie des incitations financières de la politique familiale. L'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères est significativement négatif précisément lorsque seules les mères ayant plus de deux enfants sont éligibles à l'Allocation parentale d'éducation. Et l'effet négatif d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères est accru précisément lorsque les mères de plus d'un enfant sont éligibles à l'Allocation parentale d'éducation. L'impact net, c'est-à-dire expurgé de l'effet de l'Allocation parentale d'éducation, du passage de deux à plus de deux enfants sur l'activité des mères est en réalité très faible voire non significatif.

L'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères semble très lié au contexte institutionnel. Cela concorde avec les résultats de Brewster et Rindfuss (2000), à savoir que la corrélation négative entre fécondité et activité peut être réduite avec les bonnes politiques familiales. En France, l'existence de l'Allocation parentale d'éducation rend difficile l'augmentation simultanée du taux de fécondité et d'activité des mères. En effet, du fait que l'Allocation parentale d'éducation accroît l'impact de la fécondité sur l'activité, si la fécondité s'accroît, le taux d'activité des mères diminue. En réduisant l'impact de la fécondité sur l'activité des mères, la suppression ou la réduction de la durée de l'Allocation parentale d'éducation permettrait d'une part d'accroître l'activité des mères (effet direct), mais également d'affaiblir le cercle vicieux entre fécondité et activité. Dans ce contexte, toute hausse du nombre d'enfants ne se ferait pas nécessairement au détriment de l'activité des mères, ou en tous cas dans une moindre mesure. La disponibilité de modes de garde

accessibles financièrement peut également contribuer à faciliter la réinsertion des mères sur le marché du travail après une maternité. C'est l'objet du chapitre 7.

Chapitre 7

Conciliation entre vie familiale et vie professionnelle : l'effet de l'offre de places en maternelle à deux ans

A partir de trois ans, la grande majorité des enfants est scolarisée en maternelle. Avant trois ans, environ un tiers des enfants seulement sont gardés en crèche ou par une assistante maternelle. Ce déficit de mode de garde extérieur pour les enfants de moins de trois ans peut poser aux parents des difficultés de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, et ce, d'autant plus que le nombre d'enfants est important. En particulier, le passage de deux à plus de deux enfants peut être plus difficilement conciliable avec l'activité professionnelle des mères si l'offre de garde est réduite. L'objectif de ce chapitre est d'étudier si l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans réduit l'impact négatif d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères.

Comme dans le chapitre 6, nous faisons l'hypothèse que l'importance des difficultés de conciliation peut être mesurée par l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères. L'idée est que plus les difficultés de conciliation sont importantes, plus le passage de deux à plus de deux enfants a un impact négatif sur l'offre de travail des mères. Dans ce chapitre, nous étudions si le taux de scolarisation à deux ans en maternelle altère cet effet. En effet, à côté des crèches et des assistantes maternelles, la scolarisation en maternelle à deux ans offre aux mères une possibilité de faire garder leur enfant gratuitement ce qui peut faciliter leur participation au marché du travail.

En France, tous les enfants âgés de trois ans doivent être accueillis dans une école maternelle proche de leur domicile si leurs parents le souhaitent. Selon l'enquête Modes

d'accueil et de garde des jeunes enfants, menée en 2002 par la Drees, en juin 2002, 97% des enfants âgés de trois ans au 31 décembre 2001 étaient scolarisés. En revanche la scolarisation des enfants de deux ans est conditionnée par le nombre de places : « la loi indique que les enfants qui ont atteint l'âge de deux ans au jour de la rentrée scolaire peuvent être admis dans les écoles maternelles, dans la limite des places disponibles » (Blanpain, 2006a). Il en résulte une répartition très inégale selon les départements : à la rentrée 2005, le taux de scolarisation en maternelle à deux ans variait de 4% à 66%. L'école maternelle étant gratuite, notre hypothèse est que, pour les mères résidant dans un département offrant un nombre important de places en maternelle à deux ans, le coût d'opportunité de l'emploi est réduit et l'activité de ces mères est favorisée⁸². En revanche, les mères résidant dans des départements faiblement pourvus peuvent avoir davantage de difficultés à travailler. Il ne s'agit pas ici de préconiser la généralisation de la scolarisation en maternelle à deux ans. En effet, comme le rappelle le rapport de Fabre (2005) sur « les modes d'accueil pour la petite enfance en Ile-de-France », il s'agit d'une idée controversée : pédopsychiatres et psychanalystes donnent majoritairement une opinion négative de la scolarisation en maternelle à deux ans alors que les fédérations de parents d'élèves prennent position en faveur de cette préscolarisation mais y mettent des exigences. En tout état de cause, il s'agit ici, non pas d'étudier les conséquences de la scolarisation à deux ans sur le développement des enfants, mais simplement ses conséquences en termes d'activité des mères. L'idée est de voir si, lorsque les parents disposent de possibilités de garde gratuite plus importantes, l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères est moins fort.

Nous étudions l'effet de la distribution géographique du nombre de places en maternelle pour les enfants de deux ans. Sous l'hypothèse que cette distribution est exogène, nous utilisons sa variabilité pour estimer si l'offre de places en maternelle pour les enfants de deux ans modifie l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères. Nous trouvons que dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est faible, avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur l'offre de travail des mères. Au contraire, dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est élevé, avoir plus de deux enfants a un effet non significatif sur l'offre de travail des mères. Ces résultats sont

⁸² Selon Blanpain (2006a), « en juin 2002, 37% des enfants âgés de deux ans au 31 décembre 2001 fréquentaient l'école au moins le matin. Pour la majorité d'entre eux, l'école prend la suite de la garde par les parents, mode de garde principal des jeunes enfants avant la scolarisation : 25% des enfants de deux ans vont à l'école le matin alors qu'ils étaient gardés par leurs parents à ce moment de la journée ». Même si certains des enfants scolarisés à deux ans le sont à mi-temps, cela peut permettre aux mères de se réinsérer progressivement sur le marché du travail.

confirmés lorsque les naissances gémellaires sont utilisées comme instrument. Cela suggère qu'accroître l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans permet aux mères de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle.

7.1 Revue de littérature

La littérature économique traitant de l'impact de l'offre de garde pour les jeunes enfants s'est notamment développée sur la thématique du coût financier que représente la garde des enfants pour les familles⁸³. Globalement, plus la typologie des différents modes de garde est précise, plus l'impact du coût de la garde sur l'activité des mères est faible (Perraudin et Pucci, 2007). En effet, un coût de garde élevé entraîne des substitutions entre les différents modes de garde (notamment formels et informels) plutôt qu'une réduction de la participation des mères au marché du travail. Sur données françaises, Choné, Le Blanc et Robert-Bobée (2004) trouvent qu'une hausse de 10% des frais de garde formelle réduirait de 0,7 point le recours à ce mode de garde mais affecterait peu les décisions de participation des mères au marché du travail. Par ailleurs, des études françaises soulignent qu'un nombre insuffisant de places dans les modes d'accueil et de garde des jeunes enfants pourrait nuire à la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle (Méda, 2006, rapport Péresse 2007).

A notre connaissance, la question du lien entre l'offre de garde et l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères n'a pas été abordée dans la littérature. En relation avec notre problématique, deux types d'études peuvent être distinguées. Un premier type d'études propose des analyses comparatives entre pays afin d'évaluer comment les politiques familiales altèrent la corrélation entre fécondité et activité des mères (Brewster et Rindfuss, 2000, Thévenon, 2007), mais ces études se concentrent sur des corrélations et non sur des effets causaux. Cette littérature est présentée au chapitre 6. Un second type d'études mesure l'effet de l'offre de garde sur l'activité des mères, mais n'étudie pas l'interaction entre fécondité et activité des mères. Globalement, cette littérature met en avant le fait que les difficultés à trouver un mode de garde pour son enfant de moins de trois ans pourraient

⁸³ Blau et Robins (1989) montrent qu'en 1980 aux Etats-Unis, des coûts de garde élevés sont associés avec une fécondité plus faible et une offre de travail des mères plus faible. D'autres études sur données américaines confirment l'effet négatif des coûts de la garde sur l'offre de travail des mères (Connelly, 1992, Ribar, 1992). Sur données canadiennes, Powell (2002) trouve que le coût de la garde réduit la probabilité de travailler des mères. Sur données norvégiennes, Kravdal (1996) trouve qu'une hausse de l'offre de garde aurait un faible effet sur la fécondité, si la qualité et le montant des aides financières à la garde restent constants. Laroque et Salanié (2008) estiment sur données françaises qu'un crédit mensuel de 180 euros sur le coût de la garde de chaque enfant âgé de moins de trois ans entraînerait une hausse de la fécondité de 13,4%.

conduire des mères à cesser ou réduire leur activité professionnelle pour s'occuper de leur jeune enfant notamment dans les milieux défavorisés⁸⁴.

En particulier, Del Boca (2002) montre à partir de données de panel italiennes que l'offre de garde et les possibilités de travail à temps partiel accroissent la fécondité et la participation des mères au marché du travail. En Italie, l'insuffisance de l'offre de garde, et des horaires incompatibles avec un travail à temps plein, expliqueraient la faiblesse du taux de fécondité et du taux de participation des femmes italiennes au marché du travail. Cascio (2006) utilise l'accroissement rapide de la préscolarisation des enfants de cinq ans dans certains états américains pour identifier l'effet de l'offre publique de garde sur l'offre de travail des mères. Les estimations en différences de différences montrent que les possibilités de préscolarisation accroissent l'emploi des mères de famille monoparentale dont le plus jeune enfant a cinq ans mais n'a pas d'effet sur l'emploi des mères mariées. Herbst et Barnow (2008) utilisent un modèle à équations simultanées afin de distinguer l'effet causal de l'offre locale de garde sur l'activité des mères et inversement. Ils proposent différents instruments afin d'identifier l'impact de l'offre de garde payante sur l'activité des mères (un indicateur d'offre de garde informelle, la proportion de personnes travaillant à domicile et l'offre de places dans le programme de préscolarisation « Head Start »). L'hypothèse est que les instruments influencent l'offre de garde payante mais pas directement l'activité des mères. Les estimations sur données américaines par les triples moindres carrés montrent qu'un accroissement de 100 places de l'offre de garde locale payante entraînerait une hausse de l'activité des mères de 1,3 points.

De Curraize (2005) tente d'identifier et de mesurer l'effet causal de la scolarisation en maternelle sur l'offre de travail des mères françaises de jeunes enfants. En France, à partir de 1977, le taux de scolarisation à deux ans augmente : alors qu'en 1968 une minorité d'enfants de deux ans était scolarisée en maternelle, un tiers des enfants de deux ans était scolarisé en 1982. L'auteur se saisit de ce changement institutionnel, qu'il suppose exogène, pour comparer le comportement d'offre de travail des mères concernées par le changement, à celui d'un groupe témoin n'y ayant pas été confronté. Une des limites de cette étude est que l'accès des enfants de deux à quatre ans à la maternelle s'est fait progressivement : il n'y a pas une date avant laquelle aucun enfant ne va en maternelle et après laquelle tous y vont. Il compare

⁸⁴ Selon l'Observatoire national de la petite enfance (2006), « parmi les enfants vivant avec leurs deux parents et ayant une mère travaillant à temps partiel, [...] 10% ont une mère qui travaille à temps partiel par manque de service de garde d'enfants ou parce que ceux-ci sont trop chers ».

le taux d'emploi des mères dont le plus jeune enfant a deux ans avec celui des mères dont le plus jeune enfant a moins de deux ans en opposant les périodes 1969-1976 et 1977-1981. De Curraize trouve que l'effet de la maternelle à deux ans sur le taux d'emploi des mères n'est significatif qu'au seuil de 10%⁸⁵. Selon l'auteur, il est possible que la différence observée entre le taux d'emploi des mères dans la première et la seconde période provienne des modifications des comportements de fécondité observées au milieu des années 1970.

De Curraize (2005) utilise ensuite la distribution géographique du nombre de places en maternelle. Elles sont nombreuses en Bretagne, dans le Nord ou dans les Cévennes, mais rares en Alsace ou dans le Bassin Parisien. Selon l'auteur, l'origine de ces disparités n'est pas la conséquence de la variation régionale du taux d'emploi féminin. L'étude géographique révèle que la différence de taux d'emploi suivant l'âge de l'enfant n'est pas plus forte dans les départements où la scolarisation à deux ans est forte. Ses résultats ne permettent pas de démontrer un effet positif de la scolarisation en maternelle sur l'offre de travail des mères. Selon l'auteur, il faudrait vérifier que ce résultat n'est pas dû aux caractéristiques de ces départements, plus ruraux, et où le poids de la religion est plus fort qu'ailleurs. En effet, il se pourrait que malgré cette opportunité de scolariser leur enfant à deux ans, les mères habitant ces départements ne travaillent pas plus que les autres, mais pour d'autres raisons que la possibilité ou non de faire garder leurs enfants en bas âge. On peut également ajouter que beaucoup d'enfants scolarisés à deux ans ne le sont qu'à temps partiel ce qui ne résout pas complètement la question de la garde de l'enfant et peut expliquer l'impact limité sur l'emploi des mères.

Goux et Maurin (2008) utilisent le fait que le taux de scolarisation des enfants en maternelle varie fortement en fonction de leur date de naissance pour évaluer son effet sur l'activité des mères. L'idée est qu'à un mois près, la date de naissance de l'enfant est un aléa qui affecte sa probabilité de scolarisation en maternelle une année donnée. Lorsque l'enfant est né en décembre 1995, la probabilité qu'il soit scolarisé en maternelle l'année de ses trois ans est de 90%. S'il est né en janvier 1996, soit un mois après, la probabilité qu'il soit scolarisé la même année est seulement de 70%. Pour les mères en couple aucune discontinuité n'apparaît dans leur taux d'activité en mars 1999 suivant que leur enfant soit né en décembre 1995 ou en janvier 1996. En revanche, la probabilité d'activité des mères célibataires passe d'environ 83% si leur enfant est né en décembre 1995 à 79% si leur enfant est né en janvier

⁸⁵ En raisonnant toutes choses égales par ailleurs, la différence de taux d'emploi entre les mères ayant un enfant de deux ans ou un enfant de moins de deux ans n'est supérieure que de 2,5 points dans la période de forte scolarisation à deux ans par rapport à la période antérieure.

1996. L'hypothèse est que si l'enfant était né en décembre, la probabilité d'activité de sa mère aurait été accrue précisément parce que la probabilité que son enfant soit scolarisé en maternelle aurait été plus élevée. Les résultats indiquent que la pré-scolarisation a un effet significativement positif sur l'activité des mères célibataires mais pas sur l'activité des mères en couple.

Au-delà de l'effet direct que peuvent avoir les possibilités de scolarisation en maternelle à deux ans sur l'activité des mères, elles peuvent également affecter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Les possibilités de scolarisation anticipée en maternelle pourraient influencer à la fois la décision d'avoir des enfants et le choix d'activité, mais surtout elles pourraient réduire l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères. En utilisant le sexe des deux aînés ainsi que les naissances gémellaires de rang deux comme instruments pour évaluer l'effet causal du passage de deux à plus de deux enfants sur l'activité des mères, nous voulons voir si dans les départements où la scolarisation en maternelle à deux ans est plus forte, l'effet de la fécondité sur l'activité des mères est moins important que dans les départements où elle est faible. Utiliser un choc de fécondité nous permet d'évaluer les conséquences d'une offre plus importante de places en maternelle pour les enfants de deux ans, en dehors des modifications qu'elle a pu occasionner en termes de préférence du nombre d'enfants.

7.2 Données et statistiques descriptives

Les données utilisées dans ce chapitre sont celles des enquêtes Emploi de 1990 à 2002.

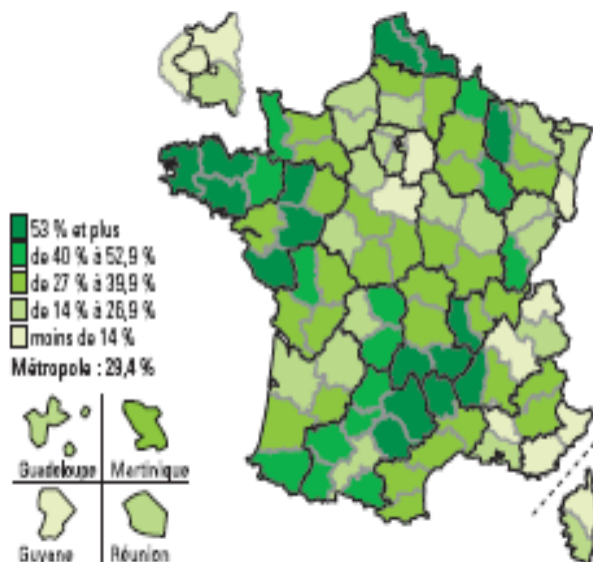
Nous construisons, à partir de données de l'Education nationale, deux groupes de départements : ceux où le taux de scolarisation en maternelle à deux ans est faible et ceux où il est élevé. Nous utilisons le taux de scolarisation au niveau départemental car nous ne disposons pas de ce taux à un niveau plus fin. Les taux de scolarisation à deux ans sont disponibles pour 1997 et 2003 (voir graphique 7.1)⁸⁶. Le groupe des départements ayant un taux élevé de scolarisation en maternelle à deux ans contient les départements qui

⁸⁶ Le rapport de Martin et Papon (2008) donne les taux départementaux de scolarisation à deux ans en 1990 et 1999. La construction des groupes à partir de ces données ne modifie que marginalement la constitution des groupes et n'altère pas les résultats.

appartenaient au premier tiers en 1997 et en 2003 (nous enlevons ceux dont le taux de scolarisation en maternelle à deux ans a fortement chuté entre 1997 et 2003⁸⁷).

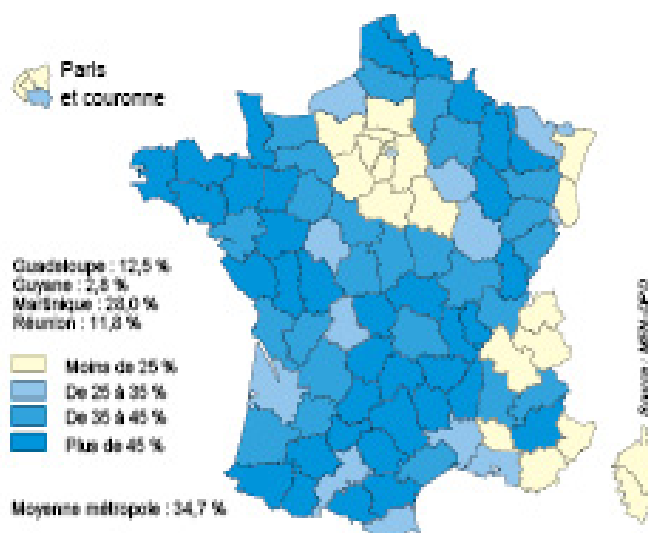
Graphique 7.1 – Taux de scolarisation à deux ans en 1997 et en 2003

Taux de scolarisation à deux ans en 2003



SOURCE : Ministère de l'Education nationale, <http://media.education.gouv.fr/file/06/7/3067.pdf>

Taux de scolarisation à deux ans en 1997



SOURCE : Ministère de l'Education nationale, <ftp://trf.education.gouv.fr/pub/edutel/dpd/geosp4.pdf>

De même, le groupe des départements ayant un taux faible de scolarisation en maternelle à deux ans rassemble les départements qui appartenaient au dernier tiers en 1997 et en 2003 (nous enlevons ceux dont le taux de scolarisation en maternelle à deux ans a fortement

⁸⁷ Il s'agit de la Meurthe-et-Moselle, du Rhône, de l'Allier, des Alpes de haute Provence, de l'Aude et de la Vienne.

augmenté ou chuté entre 1997 et 2003⁸⁸). La liste des départements appartenant à chaque groupe est fournie en annexe 7.1. Nos deux groupes sont conformes aux autres études selon lesquelles le taux de scolarisation à deux ans est traditionnellement fort dans l'Ouest, le Nord et le Massif Central, alors qu'il est faible en Ile-de-France, en Alsace et dans le Sud-Est.

Par ailleurs, nous travaillons sur un sous-échantillon de l'échantillon utilisé dans le chapitre 4, à savoir celui constitué de femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants⁸⁹. Notre objectif étant de mesurer comment une offre plus importante de places en maternelle pour les enfants de deux ans peut modifier les effets sur l'activité des mères du passage de deux enfants à plus de deux enfants, nous sélectionnons les mères de deux enfants dont le deuxième a deux ans et les mères de trois enfants ou plus dont le troisième a deux ans. Pour des raisons de précision, nous utilisons également l'échantillon des mères de deux enfants ou plus dont le deuxième ou le troisième a entre deux et dix ans. Comme dans le chapitre précédent, la sélection de l'échantillon ne se fait donc pas sur le nombre d'enfants ce qui biaiserait notre échantillon, mais sur l'âge des enfants. Nous sélectionnons les mères d'au moins trois enfants en fonction de l'âge du troisième plutôt que du dernier afin de pouvoir comparer les réductions d'activité lorsque le second et le troisième enfant sont dans la même tranche d'âge. De plus, l'âge du dernier enfant est corrélé avec le nombre d'enfants : plus une mère a d'enfants, plus le dernier est jeune, plus la probabilité qu'elle soit dans notre échantillon est grande. Dans ce cas, notre échantillon serait biaisé : les mères ayant plus de trois enfants seraient surreprésentées par rapport aux mères ayant trois enfants. Nous vérifions que les résultats obtenus sur l'échantillon élargi des mères âgées de 21 à 40 ans sont qualitativement identiques.

Notre premier échantillon ainsi constitué contient 7 483 observations, dont environ 60% appartiennent au groupe des départements où le taux de scolarisation en maternelle à deux ans est faible. Le tableau 7.1 donne quelques statistiques descriptives. Environ 30% des femmes de notre échantillon ont au moins trois enfants. Elles sont un peu plus de 50% à avoir des aînés de même sexe et un peu plus de 50% des naissances sont des garçons ce qui est conforme aux statistiques nationales. Environ 1% des secondes naissances sont gémellaires.

⁸⁸ Il s'agit de l'Aube, du Gard, des Pyrénées Orientales, de la Dordogne, du Doubs et de la Haute Saône.

⁸⁹ Cela nous permet d'une part d'utiliser les instruments '*même sexe*' et '*jumeaux-2*' qui ne peuvent être utilisés que pour les mères ayant au moins deux enfants, et d'autre part de se concentrer sur les difficultés de conciliation qui peuvent être occasionnées par le passage de deux à plus de deux enfants.

Tableau 7.1 - Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	En couple
Caractéristiques de fécondité		
Nombre d'enfants	2,30 (0,49)	2,30 (0,49)
Femmes ayant plus de deux enfants ⁽¹⁾	0,284 (0,451)	0,284 (0,451)
Femmes dont le 1er enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,514 (0,500)	0,512 (0,500)
Femmes dont le 2ème enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,505 (0,500)	0,503 (0,500)
Femmes dont les deux aînés sont des garçons ⁽¹⁾	0,263 (0,441)	0,261 (0,439)
Femmes dont les deux aînés sont des filles ⁽¹⁾	0,245 (0,430)	0,245 (0,430)
Femmes dont les deux aînés sont de même sexe ⁽¹⁾	0,509 (0,500)	0,506 (0,500)
Jumeaux en 2ème position ⁽¹⁾	0,010 (0,098)	0,009 (0,097)
Caractéristiques sociodémographiques		
Age	30,4 (3,1)	30,5 (3,1)
Age à la 1ère naissance	23,8 (3,5)	23,9 (3,4)
Aucun diplôme ⁽¹⁾	0,350 (0,477)	0,340 (0,474)
Diplôme <= baccalauréat ⁽¹⁾	0,435 (0,496)	0,440 (0,496)
Diplôme > baccalauréat ⁽¹⁾	0,215 (0,411)	0,220 (0,414)
Caractéristiques d'activité		
Femmes qui travaillent ⁽¹⁾	0,527 (0,499)	0,524 (0,499)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	33,5 (9,6)	33,4 (9,6)
Salaire mensuel (en francs)	7167 (3675)	7167 (3649)
Nombre d'observations	7896	7483

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : ce sont des proportions.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

La seconde partie du tableau 7.1 donne quelques caractéristiques sociodémographiques. Les mères de notre échantillon ont en moyenne 30 ans et ont eu leur premier enfant à environ 24 ans. Elles ont eu leur premier enfant plus jeune que les mères de la population générale (26 ans en 1990 d'après l'Ined). Elles sont également moins diplômées : 34% des mères de notre échantillon n'ont pas de diplôme et environ 22% ont un diplôme supérieur au baccalauréat. Parmi les femmes de 21 à 35 ans, 28% n'ont pas de diplôme et 27% ont un diplôme supérieur au baccalauréat (enquêtes Emploi 1990-2002). Ces caractéristiques ne sont pas indépendantes de notre problématique et pourraient résulter soit du fait que nous sélectionnons les mères ayant au moins deux enfants, soit du fait que ces dernières ont entre 21 et 35 ans. Pour vérifier que nos résultats ne sont pas sensibles au fait que notre échantillon est composé de mères relativement jeunes, nous les comparons aux résultats obtenus sur l'échantillon élargi des mères de 21 à 40 ans. Quoiqu'il en soit, nos résultats ne concernent que les mères d'au moins deux enfants et ne peuvent être généralisés aux femmes sans enfant et aux mères d'un enfant.

La troisième partie du tableau 7.1 donne des statistiques descriptives sur l'offre de travail. Nous appelons « taux de participation au marché du travail » le pourcentage de mères de notre échantillon qui sont actives, c'est-à-dire employées ou chômeuses. Nous avons choisi d'utiliser les taux d'activité plutôt que les taux d'emploi car nous voulons étudier comment le taux de scolarisation à deux ans modifie l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la décision d'activité. Or, a priori une chômeuse a décidé de travailler, ce qui n'est pas le cas d'une femme inactive. Même si la frontière entre les deux situations est floue, il nous semble plus adéquat de considérer les taux d'activité plutôt que les taux d'emploi ce qui reviendrait à considérer la situation effective d'emploi des mères et non le « choix » qu'elles ont fait. Dans notre échantillon, 52% des mères sont actives. Pour le nombre d'heures travaillées par semaine, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine. Les mères en emploi travaillent en moyenne 33 heures par semaine. Pour le salaire, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine et dont le salaire mensuel est compris entre 1 500 et 60 000 francs. Leur salaire mensuel moyen est de 7 200 francs (environ 1 100 euros).

Nous utilisons également un échantillon élargi de mères, à savoir : les mères de deux enfants ou plus dont le deuxième ou le troisième a entre deux et dix ans (tableau 7.2). Dans cet échantillon, les mères sont en moyenne plus âgées et plus nombreuses à avoir eu un troisième enfant. Elles sont également moins diplômées et plus souvent actives.

Tableau 7.2 - Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	En couple
Caractéristiques de fécondité		
Nombre d'enfants	2,44 (0,74)	2,44 (0,74)
Femmes ayant plus de deux enfants ⁽¹⁾	0,327 (0,469)	0,329 (0,470)
Femmes dont le 1er enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,514 (0,500)	0,513 (0,500)
Femmes dont le 2ème enfant est un garçon ⁽¹⁾	0,507 (0,500)	0,507 (0,500)
Femmes dont les deux aînés sont des garçons ⁽¹⁾	0,260 (0,438)	0,258 (0,438)
Femmes dont les deux aînés sont des filles ⁽¹⁾	0,238 (0,426)	0,238 (0,426)
Femmes dont les deux aînés sont de même sexe ⁽¹⁾	0,498 (0,500)	0,496 (0,500)
Jumeaux en 2ème position ⁽¹⁾	0,010 (0,101)	0,010 (0,100)
Caractéristiques sociodémographiques		
Age	31,7 (2,8)	31,7 (2,8)
Age à la 1ère naissance	22,7 (3,2)	22,7 (3,2)
Aucun diplôme ⁽¹⁾	0,419 (0,493)	0,409 (0,492)
Diplôme <= baccalauréat ⁽¹⁾	0,430 (0,495)	0,435 (0,496)
Diplôme > baccalauréat ⁽¹⁾	0,151 (0,358)	0,156 (0,363)
Caractéristiques d'activité		
Femmes qui travaillent ⁽¹⁾	0,639 (0,480)	0,626 (0,484)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	33,7 (9,7)	33,7 (9,8)
Salaire mensuel (en francs)	6546 (3378)	6568 (3386)
Nombre d'observations	37262	34190

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : ce sont des proportions.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

7.3 Exogénéité du taux de scolarisation à deux ans et du sexe des deux aînés

L'interprétation de nos résultats repose sur l'hypothèse que le taux de scolarisation à deux ans est exogène. Si cette hypothèse n'est pas vérifiée, il n'est pas possible de conclure que le taux de scolarisation à deux ans est responsable des variations de l'effet causal de la fécondité sur l'activité des mères. A priori, la relation pourrait être inversée : le taux de scolarisation à deux ans pourrait résulter d'une participation plus ou moins forte des mères au marché du travail. Il est possible que la scolarisation en maternelle à deux ans se soit développée précisément dans les départements où l'activité des mères est forte, afin de répondre à une demande d'offre de garde. A l'inverse dans les départements où le taux d'activité des mères a toujours été plus faible qu'ailleurs, à défaut d'une demande, la scolarisation en maternelle à deux ans ne se serait pas développée.

On fait l'hypothèse suivante :

$$E(h_0/x = 1, D = 1) - E(h_0/x = 0, D = 1) = E(h_0/x = 1, D = 0) - E(h_0/x = 0, D = 0)$$

Où le premier terme désigne l'espérance de taux d'activité des mères ayant au moins trois enfants et résidant dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé dans l'hypothèse où le taux de scolarisation aurait été faible ; le second, cette espérance pour les mères ayant deux enfants ; le troisième, cette espérance pour les mères ayant au moins trois enfants et résidant dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible ; et le quatrième, cette espérance pour les mères ayant deux enfants. Cela revient à supposer qu'à taux d'accès identique, l'écart de taux d'activité selon le nombre d'enfants serait identique dans les deux types de départements. Il n'est donc pas nécessaire de supposer que les niveaux de taux d'activité seraient identiques, mais simplement que la différence entre les écarts de taux d'activité observés suivant le nombre d'enfants est imputable à la différence de taux de scolarisation entre départements.

Cette hypothèse revient à faire deux hypothèses sous-jacentes. D'une part, la différence d'élasticité de l'activité des mères par rapport au nombre d'enfants ne s'explique pas par d'autres spécificités inobservées des deux types de départements⁹⁰. D'autre part, elle n'explique pas les variations du taux de scolarisation.

⁹⁰ On contrôle, dans les différentes régressions, du type de département dans lequel la personne réside (taux fort ou faible de scolarisation à deux ans) ainsi que d'un ensemble de caractéristiques individuelles afin de capter d'éventuelles différences observables.

L'hypothèse selon laquelle les variations du taux de scolarisation ne s'expliquent pas par celles de l'élasticité de l'activité des mères par rapport au nombre d'enfants semble crédible. D'abord, les conditions d'accès des enfants de deux ans à l'école maternelle ne dépendent pas du nombre d'enfants de deux ans vivant dans le département : « la loi indique que les enfants qui ont atteint l'âge de deux ans au jour de la rentrée scolaire peuvent être admis dans les écoles maternelles, dans la limite des places disponibles » (Blanpain, 2006a). La scolarisation des enfants de deux ans n'étant pas une obligation du système éducatif, les pouvoirs publics n'adaptent pas le nombre de places en maternelle pour les enfants de deux ans à la demande. Les règles d'ouverture et de fermeture des classes ne dépendent d'ailleurs pas de cette demande, mais visent plutôt à maintenir les réseaux scolaires en zone rurale ou à favoriser la réussite des élèves issus des catégories sociales les plus défavorisées. L'article 2 de la loi d'orientation sur l'éducation de juillet 1989 précise que « l'accueil des enfants de deux ans est étendu en priorité dans les écoles situées dans un environnement social défavorisé, que ce soit dans les zones urbaines, rurales ou de montagne ». « L'idée sous-jacente [est] qu'une scolarisation à deux ans pourrait constituer un substitut efficace à un manque de stimulants culturels au sein de la famille » et ainsi réduire les inégalités sociales et l'échec scolaire (Caille, 2001). En réalité, le taux de scolarisation à deux ans est effectivement plus élevé en milieu rural et dans les villes qui comptent moins de 20 000 habitants, mais pas dans les zones d'éducation prioritaire qui concentrent davantage d'enfants issus de milieux défavorisés (Caille, 2001, Martin et Papon, 2008). Ainsi, à nombre d'enfants de deux ans identique, deux départements peuvent avoir plus ou moins de classes de petite section de maternelle et donc un taux de scolarisation des enfants de deux ans plus ou moins élevé.

Ensuite, les évolutions démographiques ont maintenu les disparités territoriales existantes. Dans les départements en recul démographique où la population diminue, le taux de scolarisation à deux ans déjà élevé a continué de s'accroître durant les années 1990. En particulier, la scolarisation des enfants de deux ans est une variable d'ajustement qui a permis d'éviter la fermeture de classes en zone rurale. Au contraire, dans les départements « plus dynamiques » où la population s'accroît, le taux de scolarisation à deux ans déjà faible a continué de diminuer (Martin et Papon, 2008). A nombre de classes de petite section de maternelle identique, la taille des cohortes d'enfants de trois ans influence le taux de scolarisation local à deux ans. L'application de l'article 2 de la loi d'orientation sur l'éducation de juillet 1989 ne s'est donc pas faite de manière concertée et organisée, mais plutôt lorsque l'évolution démographique locale le permettait. Or, il n'y a pas de raison de

penser à priori que la demande de scolarisation à deux ans ait été plus forte dans ces départements où la population a diminué.

L'évolution démographique plus récente confirme le fait que la scolarisation des enfants de deux ans ne répond pas à la demande des parents mais est simplement une variable d'ajustement : le « baby-boom » de l'an 2000 a entraîné un accroissement du nombre d'enfants de trois ans scolarisés en maternelle dès la rentrée de 2003. Ceci n'a pas entraîné d'ouverture de classes supplémentaires (pour permettre de maintenir le taux de scolarisation à deux ans) et le principe selon lequel la scolarisation des enfants de deux ans n'est pas une obligation de l'Education nationale a été réaffirmé. En conséquence, indépendamment de la demande potentielle des parents, le taux de scolarisation des enfants de deux ans diminue depuis 2003 : il est ainsi passé de 32% pour l'année scolaire 2002-2003 à 21% pour la rentrée 2007-2008⁹¹. Au total, il semble peu probable que le taux de scolarisation à deux ans résulte d'une demande plus pressante des parents dans certains départements.

La scolarisation en maternelle à deux ans est plus répandue en milieu rural et dans les petites villes qui pourraient présenter des caractéristiques spécifiques susceptibles d'affecter l'élasticité de l'offre de travail des mères au nombre d'enfants. Dans le chapitre 4, nous avons vu que le lien entre le nombre d'enfants et l'offre de travail des mères ne varie pas en fonction de la taille d'unité urbaine. Dans ce chapitre, l'échantillon n'était pas restreint aux mères de jeunes enfants. Cela est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les zones rurales et les petites villes ne présentent pas de spécificités locales inobservées susceptibles d'altérer le lien causal entre nombre d'enfants et activité des mères.

Par ailleurs, notre stratégie d'identification repose sur le fait que le sexe des deux aînés est distribué aléatoirement dans la population. Autrement dit, il est indépendant du département de résidence et des caractéristiques individuelles des mères.

Nous avons vérifié qu'il n'y avait pas de biais dû à la localisation des familles, c'est-à-dire que la distribution des familles sur le territoire en fonction du sexe de leurs aînés est aléatoire. Ainsi, dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé (respectivement faible), le nombre observé de familles avec des aînés de même sexe est identique au nombre théorique⁹² de familles avec des aînés de même sexe (tableau 7.3). En particulier, il n'y a pas

⁹¹ Cette variation du taux de scolarisation à deux ans n'étant pas exogène, elle ne peut être utilisée pour identifier comment le taux de scolarisation à deux ans modifie l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères. Elle résulte en effet d'une modification du comportement de fécondité qui pourrait affecter le lien entre fécondité et activité des mères, indépendamment de ses conséquences sur la probabilité de scolariser son enfant de deux ans.

⁹² Pour les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible (respectivement fort), le nombre théorique de familles avec des aînés de même sexe correspond au produit du nombre total de familles avec des

d'avantage de familles avec des aînés de même sexe dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible. Si tel n'était pas le cas, il se pourrait que la plus forte corrélation négative entre le sexe des deux aînés et l'activité des mères dans ces départements soit fallacieuse, c'est-à-dire qu'elle ne vienne pas du faible taux de scolarisation à deux ans, mais d'une coïncidence des deux phénomènes : le taux de scolarisation à deux ans est faible, et comme les mères ont davantage d'enfants de même sexe, elle travaillent moins. Dans la mesure où les familles avec des aînés de même sexe sont réparties aléatoirement sur le territoire, le fait d'avoir des aînés de même sexe n'est pas corrélé avec ces spécificités locales. L'instrumentation permet donc de mesurer l'effet causal d'un troisième enfant sur l'activité des mères et d'expliquer les différences géographiques de cet effet par les différences de taux de scolarisation à deux ans.

Tableau 7.3 – Nombre théorique et nombre observé de familles ayant des aînés de même sexe suivant le taux de scolarisation à deux ans

	Nombre théorique de <i>Même sexe</i> dans notre échantillon	Nombre observé de <i>Même sexe</i>	Statistique du Khi-2
Taux fort	1399,82	1374	0,476
Taux faible	2387,18	2413	0,279

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un a deux ans.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Enfin, nous vérifions que le sexe des deux aînés n'est pas corrélé à des caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer que les mères ayant des enfants de même sexe travaillent moins que celles ayant des aînés de sexe différent (tableau 7.4). Pour un groupe de départements donné (par exemple ceux où le taux de scolarisation à deux ans est élevé), les mères ayant des aînés de même sexe ne sont pas significativement différentes de celles qui ont des aînés de sexe différent. En particulier, leur âge, leur statut d'immigration, leur diplôme et leur âge à la première naissance sont identiques. La seule petite différence observée concerne la différence d'âge entre aînés dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé : elle est inférieure à deux mois pour les mères d'aînés de même sexe. Au total, les différences que l'on observe en termes de fécondité et d'activité suivant le sexe des deux aînés ne peuvent être attribuées à des différences de caractéristiques individuelles.

aînés de même sexe dans notre échantillon par la proportion d'observations appartenant au groupe des départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible (respectivement fort).

Tableau 7.4 - Différences démographiques moyennes
conditionnellement au sexe des deux aînés

Pour les mères habitant un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé

	Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme
MS	30,21 (0,082)	23,80 (0,086)	39,68 (0,571)	0,95 (0,005)	18,79 (0,114)	0,18 (0,010)
DS	30,22 (0,086)	23,68 (0,091)	41,42 (0,643)	0,95 (0,006)	18,66 (0,073)	0,185 (0,010)
Diff	-0,002 (0,119)	0,115 (0,125)	-1,736* (0,860)	-0,004 (0,008)	0,137 (0,136)	-0,008 (0,015)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans qui habitent un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de même sexe.

NOTE 3 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de sexe différent.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Pour les mères habitant un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible

	Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme
MS	30,62 (0,062)	24,09 (0,071)	42,08 (0,540)	0,84 (0,007)	18,87 (0,116)	0,24 (0,009)
DS	30,58 (0,064)	24,02 (0,073)	42,99 (0,562)	0,85 (0,007)	18,95 (0,127)	0,25 (0,009)
Diff	0,044 (0,089)	0,073 (0,102)	-0,910 (0,779)	-0,008 (0,011)	-0,084 (0,172)	-0,006 (0,012)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans qui habitent un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de même sexe.

NOTE 3 : sous-échantillon de femmes dont les 2 aînés sont de sexe différent.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

7.4 Modèle

Nous utilisons le même modèle de probabilité linéaire en deux étapes qu'au chapitre 6.

L'équation de deuxième étape lie les variables d'offre de travail (participation des mères au marché du travail et nombre d'heures travaillées pour les mères employées) aux variables

explicatives endogènes. Les variables explicatives endogènes sont des variables d'interaction entre la variable '*plus de 2 enfants*', qui est une indicatrice qui vaut 1 si la mère a trois enfants ou plus, et une indicatrice qui indique si la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé ou faible.

Les variables d'offre de travail y_i sont liées aux variables explicatives endogènes ($x_i * \text{tauxfort}_i$ et $x_i * \text{tauxfaible}_i$), au sexe des deux premiers enfants s_{ji} et aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \alpha_3 \text{tauxfort}_i + \beta_1 x_i * \text{tauxfort}_i + \beta_2 x_i * \text{tauxfaible}_i + \varepsilon_i \quad (7.1)$$

La variable indicatrice '*tauxfort*' vaut 1 si la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé. La variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' (x_i) et '*tauxfort*' vaut 1 si la mère a eu un troisième enfant et que la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé. Le coefficient β_1 donne l'effet du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères ayant eu une probabilité élevée de scolariser leurs enfants à deux ans. Nous comparerons ce coefficient avec celui de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' (x_i) et '*tauxfaible*' qui vaut 1 si la mère a eu un troisième enfant et que la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible. Le coefficient β_2 donne l'effet du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères ayant eu une probabilité faible de scolariser leurs enfants à deux ans. L'indicatrice '*tauxfort*' est également incluse seule dans les régressions. Le coefficient associé à cette variable (α_3) donne l'effet du taux de scolarisation à deux ans sur l'offre de travail des mères.

On note s_{ji} le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à 1 si l'enfant est un garçon, 0 si l'enfant est une fille. Comme dans le chapitre 6, les autres variables explicatives sont des indicateurs d'âge, d'âge à la première naissance, la différence d'âge entre les deux aînés (en mois), le statut d'immigration, le niveau de diplôme et des effets fixes annuels.

Pour corriger l'endogénéité de la décision d'avoir des enfants et obtenir une estimation non biaisée de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous utilisons deux équations de deuxième étape qui lient les variables explicatives endogènes aux instruments. Les instruments sont des variables d'interaction entre une indicatrice qui vaut 1 si la mère a des aînés de même sexe, et les indicatrices '*tauxfort*' et '*tauxfaible*' qui indiquent si la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé ou faible. Les régressions de première étape liant les variables explicatives endogènes aux instruments ($ms_i * \text{tauxfort}_i$ et $ms_i * \text{tauxfaible}_i$) s'écrivent :

$$x_i * \text{tauxfort}_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \pi_2 s_{2i} + \pi_3 \text{tauxfort}_i + \gamma_1 ms_i * \text{tauxfort}_i + \gamma_2 ms_i * \text{tauxfaible}_i + \eta_i \quad (7.2)$$

$$x_i * \text{tauxfaible}_i = \pi'_4 w_i + \pi_5 s_{1i} + \pi_6 s_{2i} + \pi_7 \text{tauxfort}_i + \gamma_3 ms_i * \text{tauxfort}_i + \gamma_4 ms_i * \text{tauxfaible}_i + v_i \quad (7.3)$$

La variable d'interaction entre '*même sexe*' et '*tauxfort*' vaut 1 si la mère a eu des aînés de même sexe et que la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé. Dans l'équation (7.2), le coefficient γ_1 donne l'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants, pour les mères ayant eu une probabilité élevée de scolariser leurs enfants à deux ans. Nous comparerons ce coefficient avec le coefficient de la variable d'interaction entre '*même sexe*' et '*tauxfaible*' dans l'équation (7.3) qui vaut 1 si la mère a eu des aînés de même sexe et que la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible. Le coefficient γ_4 donne l'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants ayant eu une probabilité faible de scolariser leurs enfants à deux ans.

La variable '*même sexe*' est une combinaison du sexe des deux aînés⁹³. Comme au chapitre 6, nous introduisons s_{ji} dans les régressions pour contrôler les effets potentiels spécifiques du sexe des enfants et corriger les estimations de biais éventuels dus à des variables omises.

7.5 Résultats

7.5.1 L'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant

Nous reportons dans le tableau 7.5 les résultats des estimations de l'équation 7.2 dans les deux premières colonnes et de l'équation 7.3 dans la troisième et la quatrième colonne.

Les résultats indiquent qu'avoir deux aînés de même sexe accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant uniquement lorsque le taux de scolarisation est faible. L'effet de première étape étant non significatif lorsque la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, l'instrument *même sexe* ne permet pas d'identifier l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères. Nous contournons ce problème d'une part en élargissant notre échantillon aux mères dont le benjamin est âgé de deux à dix ans, et d'autre part en utilisant un autre instrument (les naissances gémellaires de rang deux).

⁹³ Il peut en effet s'écrire : $ms = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$.

Tableau 7.5 - Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant
Un des trois premiers enfants a deux ans

Variable dépendante:	<i>Plus de 2 enfants</i>			
	Taux fort		Taux faible	
<i>Même sexe</i> * Taux fort	0,015 (0,017)	0,013 (0,015)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,007)
<i>Même sexe</i> * Taux faible	0,000 (0,000)	-0,002 (0,003)	0,030** (0,013)	0,025** (0,010)
Autres variables	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	7483	7483	7483	7483
<i>R</i> ²	0,2118	0,3453	0,1234	0,3710

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Conserver les mères dont le deuxième ou le troisième enfant a entre deux et dix ans présente deux intérêts : accroître notre échantillon et donc la précision, mais également appréhender les effets de long terme que pourrait avoir la scolarisation à deux ans en maternelle. Néanmoins cette stratégie présente un inconvénient puisque l'enquête Emploi ne donne pas le lieu de résidence des parents lorsque leur deuxième ou leur troisième enfant avait deux ans. Ils ont donc pu déménager entre le moment où le taux de scolarisation à deux ans pouvait affecter les décisions d'activité des mères et le moment où ils ont été enquêtés. En particulier, certains parents auraient pu aller d'un département où les taux de scolarisation à deux ans étaient faible à un département où ils sont forts ou inversement.

Le tableau 7.6 donne les résultats de première étape sur l'échantillon des mères dont le benjamin est âgé de deux à dix ans. Les résultats complets (incluant les coefficients estimés des autres variables explicatives) sont disponibles en annexe 7.2. Dans les régressions contenant d'autres variables explicatives, l'effet d'avoir deux aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant vaut 0,018 lorsque la famille réside dans un département où le taux de scolarisation est élevé et 0,045 lorsqu'elle habite un département où il est faible. Autrement dit, avoir des aînés de même sexe accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant de 1,8 points pour les mères qui peuvent bénéficier plus facilement d'une scolarisation de leurs enfants à deux ans, et de 4,5 points pour celles qui en bénéficient moins. Ces deux coefficients sont significatifs respectivement au seuil de 5% et 1%, mais sont relativement différents l'un de l'autre.

La qualité des estimations par variable instrumentale dépend de la qualité des instruments. Dans les régressions des variables explicatives endogènes ($x_i * \text{tauxfort}_i$ respectivement $x_i * \text{tauxfaible}_i$) sur les deux instruments ($ms_i * \text{tauxfort}_i$ respectivement $ms_i * \text{tauxfaible}_i$) sans autres variables explicatives, les statistiques de Fisher de première étape valent respectivement 5 et 58. Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible, cela est supérieur à 10, critère de validité des instruments dans la littérature (Bound, Jaeger et Baker, 1995). La potentielle faiblesse de l'instrument dans le cas où le taux de scolarisation à deux ans est fort confirme l'intérêt d'utiliser également un autre instrument, à savoir les naissances gémellaires de rang deux.

Tableau 7.6 - Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant
Un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans

Variable dépendante:	Plus de 2 enfants			
	Taux fort		Taux faible	
<i>Même sexe</i> * Taux fort	0,019** (0,008)	0,018** (0,007)	0,000 (0,000)	0,000 (0,003)
<i>Même sexe</i> * Taux faible	0,000 (0,000)	-0,002 (0,002)	0,049*** (0,006)	0,045*** (0,005)
Autres variables	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	34190	34190	34190	34190
<i>R</i> ²	0,2538	0,3481	0,1509	0,3157

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Le tableau 7.7 donne les résultats de première étape lorsque nous utilisons les naissances gémellaires de rang deux comme instrument. Les résultats indiquent qu'avoir des jumeaux affecte significativement la probabilité d'avoir un troisième enfant quel que soit le type de département dans lequel la famille réside. Avoir des jumeaux en deuxième naissance accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant de 77,2 points pour les mères qui peuvent bénéficier plus facilement d'une scolarisation à deux ans de leurs enfants, et de 82,3 points pour celles qui en bénéficient moins. Ces deux coefficients sont significatifs au seuil de 1%. Les statistiques de Fisher de première étape valent 214 lorsque le taux de scolarisation à deux ans est fort et 523 lorsqu'il est faible, ce qui est bien supérieur à 10. Cet instrument a donc une puissance suffisante, il explique suffisamment bien les variables explicatives endogènes.

Tableau 7.7 - Effet d'avoir des jumeaux en deuxième naissance sur la probabilité d'avoir un troisième enfant

Variable dépendante: <i>Plus de 2 enfants</i>				
	Taux fort		Taux faible	
<i>Jumeaux-2</i> * Taux fort	0,707*** (0,009)	0,772*** (0,017)	0,000 (0,000)	0,106*** (0,025)
<i>Jumeaux-2</i> * Taux faible	0,000 (0,000)	0,054*** (0,009)	0,733*** (0,006)	0,823*** (0,015)
Autres variables	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	7483	7483	7483	7483
<i>R</i> ²	0,2264	0,3630	0,1467	0,4011

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Dans la suite, afin d'identifier comment le taux de scolarisation à deux ans altère l'impact d'une troisième naissance sur l'offre de travail des mères, nous utilisons l'instrument '*même sexe*' sur l'échantillon des mères dont le benjamin a entre deux et dix ans, et l'instrument '*jumeaux-2*' sur l'échantillon des mères dont le benjamin a deux ans.

7.5.2 Estimations par variable instrumentale de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères

Nous reportons dans le tableau 7.8 les estimations par les moindres carrés ordinaires et les doubles moindres carrés de l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères pour l'échantillon des mères dont le benjamin a entre deux et dix ans (équation 7.1). Les résultats pour l'échantillon des mères dont le benjamin a deux ans sont reportés en annexe 7.3. Le taux d'activité des mères de notre échantillon est quasiment identique qu'elles résident dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé (62,7%) ou faible (62,6%) ; et lorsqu'elles sont en emploi, les mères qui résident dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé travaillent en moyenne un peu moins d'heures par semaine (33,2 contre 34,0).

Tableau 7.8 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères
Instrument '*Même sexe*'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Taux fort	-0,342*** (0,009)	0,024 (0,470)	-2,51*** (0,38)	-3,88 (9,05)
Taux faible	-0,333*** (0,008)	-0,699*** (0,145)	-1,38*** (0,31)	-6,60 (5,57)
<i>N</i>	34190	34190	14991	14991

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

La première ligne du tableau 7.8 donne le coefficient de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' et '*taux fort*', et la deuxième ligne donne le coefficient de la variable d'interaction entre '*plus de 2 enfants*' et '*taux faible*' pour les différentes méthodes d'estimation et variables d'offre de travail. Les résultats des moindres carrés ordinaires indiquent que, quel que soit le taux de scolarisation à deux ans, les mères de plus de deux enfants participent moins au marché du travail que les mères de deux enfants et que lorsqu'elles sont en emploi, elles travaillent moins d'heures par semaine. Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, le taux d'activité des mères de plus de deux enfants est inférieur de 34,2 points à celui des mères de deux enfants, et leur nombre d'heures travaillées par semaine est inférieur de deux heures et demie. Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible, ces différences sont respectivement 33,3 points et 1 heure et demie par semaine. Ces estimations ne donnent pas l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères mais simplement leur corrélation.

Les estimations par variable instrumentale (deuxième et quatrième colonne) donnent l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument. Les résultats indiquent que l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation au marché du travail est significativement négatif dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible (-0,70). Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, l'impact d'une troisième naissance sur sa probabilité d'activité est non significatif. L'effet d'avoir plus de deux enfants sur les heures travaillées est

non significatif quel que soit le taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence.

Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, les mères ne réduisent pas leur participation au marché du travail au moment du passage de deux à plus de deux enfants. Autrement dit, lorsqu'elles bénéficient d'une offre de garde gratuite accrue pour leur enfant de deux ans, la naissance d'un troisième enfant n'entraîne pas de retrait supplémentaire du marché du travail. De plus, dans la mesure où notre échantillon est composé de mères ayant un deuxième ou un troisième enfant âgé de deux à dix ans, nos résultats indiquent que l'effet du taux de scolarisation sur l'offre de travail des mères perdure.

Néanmoins, les estimations par les doubles moindres carrés sont imprécises et ne nous permettent pas d'identifier précisément l'ampleur de l'effet causal d'avoir plus de deux enfants suivant le taux local de scolarisation à deux ans. Différents exercices ont été réalisés afin de tester la sensibilité de nos résultats aux choix des départements inclus dans l'analyse. En particulier, nous avons vérifié que la valeur extrêmement élevée du coefficient dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible n'est pas due à la présence d'outlier dans notre échantillon : lorsqu'on enlève du groupe des départements à taux faible de scolarisation les départements dans lesquels l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères est le plus élevé, les résultats sont identiques. Lorsqu'on exclut de notre échantillon les personnes qui résident dans les deux (respectivement les six) départements où l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères est le plus élevé, le coefficient correspondant est de -0,682 (0,153) (respectivement -0,680 (0,150)). Si on ajoute dans l'échantillon les 12 départements que l'on avait exclu parce que leur taux de scolarisation avait varié entre 1997 et 2003 (voir note de bas de page n°87 et 88), le coefficient estimé pour les départements dans lesquels le taux de scolarisation à deux ans est faible est de -0,640 (0,130).

L'utilisation de la variable instrumentale '*jumeaux-2*' (tableau 7.9) confirme également que dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible, avoir plus de deux enfants réduit significativement le taux d'activité des mères, bien que l'effet estimé soit plus faible (-0,281) et mieux estimé. Dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, l'effet est non significatif. Comme avant, l'effet d'avoir plus de deux enfants sur les heures travaillées est non significatif quel que soit le taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence.

Dans la mesure où les résultats sont similaires avec deux instruments qui provoquent des chocs de fécondité différents, il est peu probable que les différences observées de l'effet de la

fécondité sur l'offre de travail proviennent du fait que l'effet de première étape (des instruments sur les variables explicatives endogènes) diffère suivant le type de département de résidence.

Tableau 7.9 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères
Instrument 'Jumeaux-2'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>
Taux fort	-0,265*** (0,021)	-0,184 (0,133)	-1,18 (1,08)	9,03 (9,34)
Taux faible	-0,257*** (0,018)	-0,281*** (0,083)	-1,16 (0,79)	0,88 (4,00)
<i>N</i>	7483	7483	2727	2727

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

7.5.3 Variantes

La même analyse conduite sur les pères confirme la cohérence de nos résultats. Nous estimons l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères en couple âgés de 21 à 35 ans. Le tableau 7.10 donne les résultats des estimations lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument pour les pères ayant au moins deux enfants et dont le deuxième ou le troisième a entre deux et dix ans. Que le taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence soit faible ou élevé, les estimations par variable instrumentale montrent qu'avoir plus de deux enfants n'a jamais un effet négatif sur l'offre de travail des pères. Dans les départements où le taux est faible, c'est-à-dire lorsque avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur la participation des mères au marché du travail, cela a un impact légèrement positif sur le nombre d'heures travaillées par les pères en emploi.

Le tableau 7.11 donne les résultats lorsque les naissances gémellaires de rang deux sont utilisées comme instrument. Ici, l'échantillon est celui des pères ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

Tableau 7.10 – Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères
Instrument 'Même sexe'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Taux fort	-0,008*** (0,002)	-0,012 (0,062)	-0,14 (0,21)	0,11 (3,47)
Taux faible	-0,003 (0,002)	0,037 (0,045)	-0,37** (0,18)	6,81* (3,60)
<i>N</i>	22338	22338	17632	17632

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes en couple âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Tableau 7.11 – Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères
Instrument 'Jumeaux-2'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>
Taux fort	0,001 (0,005)	0,022*** (0,008)	0,18 (0,47)	0,01 (2,57)
Taux faible	-0,006 (0,006)	-0,072 (0,047)	0,30 (0,41)	-0,04 (1,78)
<i>N</i>	5748	5748	4539	4539

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes en couple âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Alors que pour les mères, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est faible, le passage de deux à trois enfants entraîne une réduction de la participation au marché du travail, cela n'a

pas d'effet sur l'offre de travail des pères. Ce résultat confirme que les mères ont la charge de la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Lorsque le nombre d'enfants s'accroît de deux à trois et que la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible, la bi-activité peut devenir plus difficilement conciliable avec la vie de famille. Dans ce cas, c'est l'activité des mères qui se réduit pour permettre l'ajustement entre vie familiale et vie professionnelle. Par contre, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est fort, c'est-à-dire lorsque les difficultés de conciliation sont moins prégnantes et que le passage de deux à trois enfants n'affecte pas l'offre de travail des mères, celle des pères s'accroît.

Lorsque nous considérons l'échantillon étendu des mères âgées de 21 à 40 ans, les effets de première étape, les estimations par les moindres carrés ordinaires, et les doubles moindres carrés sont du même signe et les degrés de significativité sont identiques aux résultats obtenus sur les mères âgées de 21 à 35 ans. Par exemple, lorsque *'jumeaux-2'* est utilisé comme instrument, on trouve qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail de 27,0 points lorsque la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible (28,1 sur les 21-35), et que cet effet est non significatif si elle réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé (comme sur les 21-35).

7.5.4 Niveau de diplôme de la mère

Le fait de disposer de davantage de places en maternelle pour les enfants de deux ans peut affecter différemment l'impact de la fécondité sur l'activité des mères selon leur niveau de diplôme. Les exercices précédents sont reproduits en distinguant deux sous-échantillons : les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat, et les mères plus diplômées ont un diplôme supérieur au baccalauréat.

Lorsque l'étude est menée séparément sur les sous-échantillons de mères plus diplômées et de mères moins diplômées, l'instrument *'même sexe'* ne peut pas être utilisé pour celles ayant un diplôme supérieur au baccalauréat, car l'effet de première étape est non significatif. Les résultats pour les mères moins diplômées sont présentés dans le tableau 7.12. Quel que soit le taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence, les moindres carrés suggèrent que les mères de trois enfants ou plus participent moins au marché du travail que les mères de deux enfants. Lorsqu'elles ont plus de deux enfants, la probabilité de

participation des mères au marché du travail est réduite d'environ 35 points dans les deux types de départements.

Tableau 7.12 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères en fonction de leur diplôme - Instrument 'Même sexe'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>	
Sous échantillon:	Mères moins diplômées	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Taux fort	-0,356*** (0,010)	-0,230 (0,317)
Taux faible	-0,349*** (0,008)	-0,717*** (0,137)
N	28849	28849

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

Les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les résultats des estimations par variable instrumentale indiquent que dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible, avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur la participation des mères au marché du travail (-0,717). En revanche, cet effet est non significatif dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé. Il apparaît que dans les départements où les possibilités de scolarisation à deux ans sont restreintes, lorsque les mères moins diplômées ont plus de deux enfants, elles se retirent du marché du travail.

Lorsque l'étude est menée séparément sur les sous-échantillons de mères plus diplômées et de mères moins diplômées avec la variable instrumentale '*jumeaux-2*' (tableau 7.13), les résultats indiquent que l'effet de la préscolarisation diffère en fonction du niveau de diplôme. Ainsi, pour les mères ayant un diplôme supérieur au baccalauréat, et résidant dans un département disposant d'un grand nombre de places en maternelle pour les enfants de deux ans, avoir un troisième enfant a un effet positif sur le taux d'activité. Il semble dans ce cas que, les conditions d'une bonne conciliation étant réunies, l'effet revenu du nombre d'enfants

prime : lorsque le nombre d'enfants augmente, le coût de l'éducation augmente, donc l'offre de travail des mères augmente.

Tableau 7.13 - Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères en fonction de leur diplôme - Instrument 'Jumeaux-2'

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>			
Sous échantillon:	Mères moins diplômées		Mères plus diplômées	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>
Taux fort	-0,286*** (0,023)	-0,242* (0,141)	-0,167*** (0,055)	0,315*** (0,054)
Taux faible	-0,274*** (0,021)	-0,305*** (0,101)	-0,196*** (0,039)	-0,241* (0,136)
<i>N</i>	5837	5837	1646	1646

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

Les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat, et les mères plus diplômées ont un diplôme supérieur au baccalauréat.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

En revanche, lorsqu'elles résident dans un département faiblement pourvu, avoir un troisième enfant affecte négativement leur taux d'activité. Pour les mères moins diplômées, avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation au marché du travail, cette réduction d'activité étant légèrement plus forte lorsqu'elles résident dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible (-0,305) que quand il est élevé (-0,242).

Au total, quel que soit le niveau de diplôme, développer des possibilités de garde à faible coût favorise la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle : pour les moins diplômées en réduisant l'effet négatif de la fécondité sur l'activité et pour les mères plus diplômées en créant un effet positif de la fécondité sur l'activité.

7.5.5 L'effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères

Lorsque le taux de scolarisation à deux ans est élevé, le passage de deux à trois enfants entraîne moins de retrait du marché du travail. Il semble donc que lorsque les parents peuvent davantage scolariser leurs enfants à deux ans, l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des

mères est plus faible, et la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle est améliorée. La question se pose alors de savoir si cela permet également de réduire l'impact négatif du passage de un à deux enfants. Afin d'élargir nos résultats, nous évaluons comment le taux de scolarisation à deux ans modifie l'impact du passage de un à deux enfants sur le comportement d'offre de travail des mères d'un et de plus d'un enfant.

L'échantillon est constitué de mères d'au moins un enfant dont le premier (si elles n'en ont qu'un) ou le second (si elles en ont plus d'un) est âgé de deux ans. Comme avant, l'échantillon n'est pas sélectionné sur le nombre d'enfants ce qui biaiserait l'échantillon, mais sur l'âge des enfants : notre échantillon contient des mères de plus de deux enfants dès lors que le second a deux ans.

Le tableau 7.14 donne les résultats des estimations. Les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires indiquent que les retraits et les réductions d'activité, suite à la naissance d'un second enfant, sont un peu plus forts dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé. Par exemple, avoir un second enfant réduit la probabilité de participation des mères au marché du travail de 27,6 points dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, et de 24 points dans les départements où il est faible.

Pour identifier l'effet causal d'avoir plus d'un enfant, nous utilisons les naissances gémellaires de rang un comme variable instrumentale. Avoir des jumeaux en première naissance provoque un choc de fécondité qui accroît de façon exogène le nombre d'enfants d'un à deux. Nous construisons deux variables d'interaction : la première entre '*plus d'un enfant*' et '*taux fort*' qui vaut 1 si la mère a eu un deuxième enfant et qu'elle réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé⁹⁴ ; la seconde entre '*plus d'un enfant*' et '*taux faible*' qui vaut 1 si la mère a eu un deuxième enfant et qu'elle réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible. La variable '*plus d'un enfant*' est instrumentée par la variable '*jumeaux-1*' dans l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire en deux étapes. Les coefficients des variables d'interaction donnent l'effet d'avoir plus d'un enfant dans deux contextes différents : suivant que la mère ait pu ou non bénéficier de possibilités accrues de scolarisation de ses enfants à deux ans⁹⁵.

⁹⁴ Cette variable d'interaction vaut 0 si la mère n'a qu'un enfant ou si elle réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible.

⁹⁵ La seule différence avec l'exercice précédent est qu'au lieu d'avoir 4 modalités, nous n'en avons ici que 3 : avoir un seul enfant, avoir au moins deux enfants et résider dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, avoir au moins deux enfants et résider dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est faible. Par conséquent, afin que l'effet du taux de scolarisation à deux ans soit identifiable, nous ôtons

Tableau 7.14 - Effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>
Taux fort	-0,276*** (0,013)	-0,504*** (0,110)	-2,54*** (0,42)	0,11 (2,75)
Taux faible	-0,240*** (0,011)	-0,387*** (0,070)	-1,58*** (0,37)	0,25 (1,70)
<i>N</i>	12065	12065	6107	6107

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins un enfant et dont l'un des deux premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE: enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les estimations par variable instrumentale indiquent que quel que soit le département de résidence, avoir un deuxième enfant entraîne une réduction de la participation au marché du travail : le coefficient estimé est ainsi de -0,504 dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, et de -0,387 dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible. Pour les mères en emploi, avoir un deuxième enfant n'a pas d'effet sur le nombre d'heures travaillées, quel que soit le taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence.

Il semble donc qu'une hausse des possibilités de garde gratuite ne permet pas de réduire les retraits d'activité lorsque les mères ont un deuxième enfant. Autrement dit il semble que dans ce cas, les difficultés potentielles de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle ne sont pas liées aux possibilités de garde gratuite.

7.6 Synthèse

Les résultats de ce chapitre reposent sur le fait que le taux de scolarisation à deux ans est exogène. Nous proposons un modèle de régressions linéaires en deux étapes où l'interaction entre le niveau du taux de scolarisation à deux ans dans le département de résidence et la

l'effet principal du taux de scolarisation à deux ans des variables explicatives (indicatrice qui vaut 1 si la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, 0 sinon). Tous les coefficients sont interprétables relativement à la situation où les mères n'ont eu qu'un enfant.

probabilité d'avoir plus de deux enfants (instrumentée par le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux) permet de comparer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères selon le niveau du taux de scolarisation à deux ans.

Les résultats indiquent que dans les départements où le taux de scolarisation en maternelle à deux ans est faible, avoir plus de deux enfants réduit significativement la probabilité d'activité des mères, alors que dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est élevé, l'impact d'une troisième naissance sur leur probabilité d'activité est non significative.

Pour les pères, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est faible, le passage de deux à trois enfants n'a pas d'effet sur leur offre de travail. Ainsi, lorsque l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans est faible, c'est l'activité des mères qui se réduit pour permettre l'ajustement entre vie familiale et vie professionnelle. Par contre, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est fort, c'est-à-dire lorsque les difficultés de conciliation sont moins prégnantes et que le passage de deux à trois enfants n'affecte pas l'offre de travail des mères, l'offre de travail des pères s'accroît.

Par ailleurs, l'effet du taux de scolarisation à deux ans diffère selon le niveau de diplôme de la mère. Pour celles ayant au maximum le baccalauréat, une hausse du taux de scolarisation à deux ans réduit l'effet négatif du passage de deux à plus de deux enfants sur le taux d'activité des mères. Pour les mères ayant un diplôme supérieur au baccalauréat, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est faible, l'effet de la fécondité sur l'activité des mères est négatif. En revanche, lorsque le taux de scolarisation à deux ans est élevé, il est positif. Il semble que dans le cas où les conditions d'une bonne conciliation sont réunies, l'effet revenu du nombre d'enfants prime : lorsque le nombre d'enfants augmente, le coût de l'éducation augmente, donc l'offre de travail des mères augmente.

La conclusion de ce chapitre n'amène pas à préconiser la scolarisation de tous les enfants de deux ans. En effet, la maternelle n'étant pas destinée à des enfants de deux ans, elle n'est pas adaptée et ne peut donc constituer une solution pérenne. Le développement de modes de garde plus adaptés aux très jeunes enfants à frais réduits (voire gratuits) pourrait même avoir un effet plus important sur l'activité des mères en permettant à des mères qui ne désiraient pas mettre leurs enfants en maternelle de façon anticipée de reprendre une activité.

Troisième partie

OFFRE DE TRAVAIL FEMININ ET INTERACTIONS SOCIALES

Chapitre 8

Mesure et explications de l'influence sociale sur la participation des femmes au marché du travail

Ce chapitre propose une synthèse de la littérature économétrique et psychosociologique qui traite de l'influence sociale sur les décisions d'activité des femmes. L'objectif de cette synthèse est de présenter d'une part les études qui mesurent l'influence causale des décisions d'activité des pairs sur la décision d'activité des femmes, et d'autre part les travaux psychosociologiques, cherchant à expliquer pourquoi l'influence sociale affecte les comportements individuels. Nous présentons dans la première partie les raisons ayant conduit les économistes à envisager les interactions sociales comme une explication potentielle de la hausse de la participation des femmes au marché du travail. Dans la seconde partie, nous exposons les résultats des études économétriques récentes ayant mesuré l'effet causal de l'influence sociale sur l'activité féminine. La troisième partie vise à expliquer, à partir de la littérature psychosociologique de l'influence sociale, pourquoi le choix de participation des femmes au marché du travail peut être influencé par leurs pairs.

Depuis le milieu des années 1960, le taux d'activité des femmes a considérablement augmenté dans les pays occidentaux. Un certain nombre d'éléments peuvent expliquer que les femmes se présentent davantage sur le marché du travail aujourd'hui qu'il y a cinquante ans, notamment : la hausse de leur niveau d'éducation, la possibilité de mieux contrôler leur maternité, la volonté d'être autonome, le développement du secteur tertiaire, etc... Mais les facteurs contextuels et individuels sont insuffisants pour expliquer totalement la hausse de la

participation des femmes au marché du travail. Cette hausse a été d'une ampleur telle que d'autres éléments d'explication ont été envisagés par les économistes, parmi lesquels, les interactions sociales⁹⁶. En effet, depuis quelques années, l'intérêt des économistes pour les interactions sociales s'est développé dans les domaines où les explications économiques traditionnelles étaient insuffisantes du fait de variations temporelles ou spatiales trop importantes. La première partie de ce chapitre vise à expliquer les raisons ayant conduit les économistes à envisager les interactions sociales comme une explication potentielle de la hausse de la participation des femmes au marché du travail.

Les travaux économétriques visant à mettre en évidence et à mesurer les interactions sociales se sont développés ces dernières années (annexe 8.1). Des synthèses de cette vaste littérature sont disponibles (Durlauf (2004), Dietz (2001), Oreopoulos (2008), Ioannides (2006)), mais aucune ne se concentre sur l'effet des interactions sociales sur la participation des femmes au marché du travail. Dans la deuxième partie, nous proposons une synthèse des travaux économétriques mesurant l'effet causal des décisions de participation des femmes au marché du travail sur les décisions de participation des autres femmes de leur environnement social. Les résultats de ces travaux indiquent que la présence de femmes actives dans l'environnement social d'une femme l'incite à travailler. D'une part, les articles présentés montrent que les différences de normes sociales⁹⁷ dans le temps et dans l'espace expliquent les variations élevées des comportements d'activité des femmes au niveau macroéconomique. D'autre part, les travaux microéconométriques montrent que les relations interindividuelles⁹⁸ affectent les décisions de participation des femmes. Les travaux économétriques présentés sont principalement anglo-saxons. La synthèse qui suit nous permettra donc de mettre en avant l'intérêt de mener des recherches françaises sur ce thème, les spécificités institutionnelles et culturelles françaises pouvant rendre les résultats des travaux étrangers non directement transférables à la France.

Les travaux présentés ci-dessous démontrent l'existence d'une véritable relation causale entre les décisions de participation des femmes au marché du travail, et non d'une simple corrélation. En effet, montrer que les femmes qui appartiennent à un même environnement social⁹⁹ prennent les mêmes décisions de participation au marché du travail n'est pas

⁹⁶ Le terme « interactions sociales » désigne les relations sociales à travers lesquelles s'exerce une influence susceptible de modifier les comportements individuels. L'influence sociale résulte donc d'interactions sociales.

⁹⁷ Les normes sociales sont également appelées « interactions sociales globales ».

⁹⁸ Les relations interindividuelles sont également appelées « interactions sociales locales ».

⁹⁹ L'environnement social peut désigner à la fois un ensemble large tel qu'un pays ou un ensemble plus restreint dans lequel les membres ont des relations interpersonnelles (famille, voisinage).

suffisant. Il est possible que cette convergence des décisions provienne du fait qu'elles ont les mêmes préférences et non du fait qu'elles s'influencent entre elles. Par exemple, si deux sœurs ayant fait des études supérieures travaillent, on ne peut pas conclure qu'elles se sont influencées ; le fait qu'elles soient actives peut simplement provenir du fait qu'ayant fait des études supérieures, elles trouvent un intérêt individuel à travailler. Afin de montrer que les femmes s'influencent, il faut parvenir à séparer l'effet des interactions sociales des autres effets qui conduisent également à une convergence des décisions. L'idéal serait de pouvoir comparer le comportement d'activité d'une même femme dans des environnements sociaux où le taux de participation des femmes au marché du travail diffère. Dans ce cas, si elle modifie sa décision de participation au gré des environnements sociaux, il est possible d'affirmer que les interactions sociales influencent sa décision. En pratique, ce type d'exercice est impossible. Nous présentons des travaux économétriques qui tentent de s'en approcher par différentes méthodes.

Les économistes ont montré que les femmes s'influençaient quand elles décidaient de participer ou non au marché du travail. Néanmoins, les raisons de cette influence sociale ne sont pas explicitées dans ces études. Nous nous tournons donc dans la troisième partie vers les théories psychosociologiques de l'influence sociale. En particulier, nous insisterons sur l'apport que constituent ces théories pour comprendre pourquoi les décisions de participation des femmes sont influencées par celles des femmes de leur environnement social. Dans la mesure où ces théories ne se concentrent pas sur l'activité des femmes, nous proposons une synthèse (non exhaustive) des résultats de cette littérature que nous transposons à la participation des femmes au marché du travail. L'étude de cette littérature nous permettra de formuler quelques pistes de réflexions intéressantes pour des recherches futures en économie.

8.1 Pourquoi expliquer la hausse de l'activité des femmes par les interactions sociales ?

8.1.1 Définition des interactions sociales et du multiplicateur social

Les interactions sociales désignent les relations sociales à travers lesquelles s'exerce une influence susceptible de modifier les comportements individuels. Au niveau agrégé, lorsque

les interactions sociales influencent les comportements individuels, les individus s'influencent les uns les autres, ce qui crée un effet « boule de neige ». Dans ce cas, une petite modification exogène du contexte dans lequel les individus prennent leurs décisions peut avoir des effets épidémiques non attendus. En effet, chaque individu modifie sa décision pour deux raisons : un motif direct (la variation du contexte) et un motif indirect (la modification des décisions des individus de son groupe de référence). Ainsi, les décisions des uns se répercutent sur celles des autres. Une petite différence contextuelle peut entraîner de fortes modifications de comportement au niveau agrégé car les interactions sociales amplifient les conséquences individuelles de cette petite différence.

Selon la terminologie de Glaeser, Sacerdote et Scheinkman (2003), cette excès de variance au niveau macroéconomique correspond au « multiplicateur social ». Ainsi, les variations importantes des comportements individuels que l'on observe par exemple pour la participation des femmes au marché du travail pourraient résulter d'interactions sociales¹⁰⁰.

Des modèles économiques d'interactions sociales se sont développés afin d'étudier les interactions non marchandes c'est-à-dire les interactions entre individus non régulées par un mécanisme de prix. Ces modèles reviennent sur le comportement atomisé de l'agent représentatif, qui choisit son action sans se préoccuper de ce que font les individus autour de lui, afin de tenir compte de l'influence des autres individus sur les comportements individuels.

Différentes hypothèses ont alors été avancées, mais non testées, pour expliquer le conformisme : externalités positives (respect de la conduite à droite), préférence inhérente pour le conformisme, transmission d'information¹⁰¹ et sanction des déviants. En ce qui concerne la participation des femmes au marché du travail, Akerlof et Kranton (2000)¹⁰² et Clark (2003), expliquent qu'avant la seconde Guerre mondiale l'inactivité des femmes était la norme sociale : cela faisait partie de leur identité. Par conséquent, elles n'avaient pas intérêt à dévier de ce comportement communément admis sous peine de se voir infliger un regard réprobateur par la société qui s'avérait coûteux pour elles. La norme était alors parfaitement internalisée par les femmes et les hommes.

¹⁰⁰ Voir Glaeser, Sacerdote et Scheinkman (2003) pour une définition du multiplicateur social et son lien avec des variances empiriques élevées et les interactions sociales.

¹⁰¹ Dans ce cas, l'agent imite parce qu'il pense que l'autre agent a plus d'information que lui. C'est cette hypothèse qui sous-tend les modèles de cascades informationnelles (voir par exemple, Bikhchandani, Hirshleifer et Welch (1992)).

¹⁰² Akerlof et Kranton (2000) proposent un modèle économique qui intègre l'identité comme argument dans la fonction d'utilité et discute de l'application de ce modèle à l'évolution des stéréotypes sexuels sur le marché du travail et ses conséquences sur l'activité féminine. Dans ce cadre, la norme sociale intervient dans l'utilité identitaire d'un individu.

8.1.2 L'évolution de l'activité des femmes concorde avec la présence potentielle d'interactions sociales

La participation des femmes au marché du travail a considérablement augmenté dans les pays occidentaux depuis le milieu des années 1960. Dans un premier temps, Becker (1981) explique la hausse de l'activité des femmes par une hausse de la rentabilité du temps de travail des femmes relativement à la rentabilité du travail domestique (voir chapitre 2), due notamment à la disponibilité croissante et au coût décroissant de substituts aux biens produits dans la sphère domestique. La théorie économique néoclassique attribue ensuite la hausse de l'offre de travail des femmes à l'accroissement des salaires réels au cours du temps. Selon cette théorie basée sur un arbitrage entre travail et loisirs, les femmes se porteraient davantage sur le marché du travail du fait qu'on leur propose des salaires plus importants. Dans les années 1970, le modèle néoclassique est vivement critiqué dans la mesure où, alors que le salaire réel n'augmente plus, le travail des femmes continue de progresser¹⁰³.

Costa étudie l'évolution des taux de participation des femmes au marché du travail aux Etats-Unis, en France et en Grande-Bretagne sur plus d'un siècle. En France, le taux de participation des femmes au marché du travail s'est accru au 19^{ème} siècle pour atteindre un pic en 1911. Il décroît ensuite jusqu'à la fin des années 1960, et repart à la hausse, pour retrouver en 1998 son niveau de 1911. Par rapport à la Grande-Bretagne, les taux de participation français du 19^{ème} siècle sont considérablement élevés. L'auteur explique que cela vient du fait qu'à cette époque la France s'industrialise relativement lentement et est dominée par une agriculture qui emploie beaucoup de femmes. De plus, durant l'industrialisation, la France semble moins attachée à la conception selon laquelle l'homme subvient aux besoins de sa famille que la Grande-Bretagne.

Ces différences temporelles et géographiques sont cohérentes avec un rôle significatif des interactions sociales dans la décision des femmes de participer au marché du travail. Ainsi, l'entrée de certaines femmes sur le marché du travail peut motiver l'entrée d'autres femmes, indépendamment des effets de revenu. Une femme qui observe que certaines femmes de son entourage commencent à travailler est plus incitée qu'auparavant à entrer sur le marché du travail. Les interactions qu'elle peut avoir avec les femmes de son environnement social peuvent modifier l'opinion qu'elle a d'une femme active et peuvent influencer son

¹⁰³ Goldin (1990) montre que l'importance du revenu comme facteur explicatif de l'offre de travail des femmes a diminué tout au long du 20^{ème} siècle : le comportement d'activité des femmes serait de moins en moins sensible aux variations de revenu.

comportement d'offre de travail. Progressivement, de plus en plus de femmes travaillent. Le multiplicateur social se met en place et la norme évolue¹⁰⁴. Cette théorie permettrait d'expliquer pourquoi, à certaines périodes, l'emploi des femmes s'accroît plus vite que ne peut l'expliquer l'évolution des fondamentaux. Notons que ces interactions sociales peuvent s'exercer au moins à deux niveaux. D'une part, une femme observe que dans la société (le pays par exemple) où elle vit, le travail des femmes est admis voire favorisé : c'est la norme, ce sont donc des interactions sociales globales qui orientent son choix. Et d'autre part, il est aussi envisageable que ce soient les décisions des relations proches qui influencent les décisions individuelles (la famille, le quartier). Il est assez vraisemblable que ces deux phénomènes interviennent dans le choix individuel, et ceci d'autant plus que les variances du taux d'activité des femmes dans le temps et dans l'espace sont importantes, que l'on considère des unités géographiques assez grandes (pays) ou étroites (quartier).

8.2 Mesure des interactions sociales : la littérature économique et économétrique

La littérature économique distingue deux types d'interactions : les interactions sociales globales - lorsque l'influence s'exerce de façon anonyme - et les interactions sociales locales - lorsque ce sont les relations interpersonnelles qui influencent les décisions individuelles.

8.2.1 Les interactions sociales globales

Les interactions sociales globales entre femmes sur le marché du travail font référence à l'évolution générale de la participation des femmes dans les pays développés depuis une cinquantaine d'années. Les normes ont évolué, mais dans quelle mesure influencent-elles les comportements individuels ?

Selon Costa (2000), l'entrée des femmes sur le marché du travail est notamment due aux évolutions des normes sociales du travail et de la famille. Dans les années 1930 et 1940 aux Etats-Unis, les femmes mariées participaient rarement au marché du travail, et lorsqu'elles travaillaient, elles étaient stigmatisées. Selon, Costa : *'82% of Americans (both male and*

¹⁰⁴ Costa explique que depuis les années 1970 aux Etats-Unis, avec la hausse du niveau de formation des femmes, la norme a changé : on est passé de 'la famille puis le travail' (les femmes quittaient souvent la sphère professionnelle pour élever leurs enfants) à 'une carrière et une famille'.

female) told pollsters in 1936 that a married woman should not earn money if her husband was capable of supporting her’. En France, selon un sondage effectué en juin 1970 auprès des personnes âgées de 21 ans et plus (« Les femmes et la société », SOFRES), 54% des personnes interrogées pensent qu’une femme est plus heureuse quand elle s’occupe exclusivement de sa maison, et 32% pensent qu’elle est plus heureuse lorsqu’elle travaille en dehors de la maison. Il est également intéressant de noter que seuls les 21-34 ans pensent en majorité qu’elle est plus heureuse lorsqu’elle travaille en dehors de la maison (48%) que lorsqu’elle s’occupe exclusivement de sa maison (41%).

Fernandez et Fogli (2005) montrent en outre que les normes culturelles affectent les comportements d’activité et de fécondité des femmes. Leur étude porte sur les femmes de 30-40 ans nées aux Etats-Unis, mais dont les parents sont nés à l’étranger. Les auteurs caractérisent la culture par les taux de participation et de fécondité passés des femmes du pays d’origine. Ces variables sont censées rendre compte, en plus des conditions économiques et institutionnelles passées du pays d’origine, des croyances quant au rôle des femmes dans la société. Dans la mesure où les femmes de 30-40 ans nées aux Etats-Unis n’ont aucune raison de subir directement l’influence des conditions économiques et institutionnelles passées du pays d’origine de leurs parents, leur comportement d’activité et de fécondité ne peut être affecté par ces variables que parce qu’elles sont caractéristiques de la culture transmise par leurs parents. Les auteurs montrent que les taux de participation et de fécondité passés des femmes du pays d’origine ont un effet direct significativement positif sur les comportements féminins d’activité et de fécondité. Les auteurs confortent leurs résultats en montrant qu’ils ne proviennent pas d’effets indirects de la culture sur l’éducation par exemple. Qui plus est, l’effet qu’elles évaluent s’avère plus important lorsque la concentration ethnique est accrue, et donc que la transmission culturelle est vraisemblablement plus importante.

Fogli et Veldkamp (2007) montrent comment la culture et les normes qui s’y rattachent évoluent par un processus de transmission de l’information entre générations et de quelle manière cette évolution affecte les décisions d’activité des mères. Aux Etats-Unis, l’évolution de la participation des mères s’est d’abord faite lentement, puis rapidement, pour enfin se stabiliser récemment. Les auteurs expliquent que cette dynamique est due à l’apprentissage progressif des femmes quant à l’importance de leur présence à la maison pour la réussite de leurs enfants. L’idée est que chaque génération de femmes met à jour ses croyances en observant, dans son entourage, comment la réussite des enfants diffère selon que

leur mère est active ou non. Au départ l'évolution est lente car, lorsque peu de mères sont actives, on ne peut acquérir que peu d'informations sur l'effet de l'activité des mères sur la réussite des enfants. Au fur et à mesure que l'information s'accumule et que les conséquences de l'activité des mères apparaissent plus clairement, plus de mères deviennent actives, l'apprentissage s'accélère et la participation au marché du travail croît de plus en plus vite. Une fois que l'information devient assez abondante, les croyances se rapprochent du véritable effet de l'activité des mères sur la réussite des enfants : l'acquisition de nouvelles informations devient superflue et le taux de participation des mères se stabilise. Selon cet article, le multiplicateur social qui a affecté la participation des mères au marché du travail serait donc de nature informationnelle.

Goldin (2006) décrit, quant à elle, comment chaque génération de femmes a été influencée par la génération précédente et comment ce processus a modifié progressivement l'identité des femmes. Goldin et Katz (2002) montrent par exemple que l'effet de la pilule contraceptive sur les choix d'éducation et de participation au marché du travail des femmes ne peut s'expliquer complètement sans prendre en compte l'effet des interactions sociales. Selon les auteurs, lorsqu'une femme décide de différer son mariage, ses époux potentiels restent plus longtemps sur le « marché du mariage » et, par conséquent, restent disponibles pour les autres femmes. Ainsi, les chocs exogènes retardant le mariage d'une femme (tel que la disponibilité de la pilule contraceptive) diminuent le coût pour les autres femmes de retarder également leur mariage, ce qui génère un multiplicateur social.

8.2.2 Les interactions sociales locales

D'autres articles traitent des interactions sociales locales. Neumark et Postlewaite (1998) et Fernandez, Fogli et Olivetti (2004) étudient par exemple l'influence qu'exercent les femmes d'une même famille les unes sur les autres quant à leur décision de participer au marché du travail. Woittiez et Kapteyn (1998) analysent le comportement d'offre de travail des femmes mariées à partir d'une enquête interrogeant les individus sur l'âge et le niveau d'éducation des personnes que les enquêtées rencontrent régulièrement. Les auteurs identifient une corrélation entre le comportement d'offre de travail des femmes mariées et le nombre d'heures travaillées par les femmes ayant l'âge et le niveau d'éducation indiqués par les enquêtées comme étant représentatives de leur environnement social. Toutefois, en

identifiant des corrélations, les auteurs ne démontrent pas que les interactions sociales influencent les décisions de participation des femmes au marché du travail.

Neumark et Postlewaite (1998) s'intéressent en revanche à l'existence d'une réelle relation de cause à effet entre la décision des femmes de rechercher un emploi rémunéré, et les décisions d'emploi des femmes de leur environnement social avec lesquelles des comparaisons de revenus semblent pertinentes, et ce, indépendamment des variables standard qui affectent la décision d'emploi. En particulier, ils étudient l'effet de l'activité des sœurs entre elles et trouvent une relation positive même en tenant compte de l'impact de caractéristiques individuelles et familiales inobservables.

Les auteurs ne s'intéressent pas aux effets directs des hausses de salaire sur l'offre de travail, mais à leur effet indirect via les comparaisons de revenus que les sœurs font entre elles. Leur thèse est qu'une femme qui compare le revenu de son ménage avec celui de sa sœur qui entre sur le marché du travail constate une diminution de son revenu relatif, qui l'incite à entrer, elle aussi, sur le marché de travail pour maintenir, voire améliorer sa situation relativement à celle de sa sœur. Même s'il existe différentes façons de justifier que la décision d'offre de travail d'une femme dépend de la décision des autres femmes¹⁰⁵, les auteurs considèrent seulement que les femmes s'intéressent à la position relative de leur ménage en terme de revenu.

Dans leur modèle, les femmes qui, compte tenu de leur capacité individuelle et du salaire qu'on leur propose sur le marché du travail, ont intérêt à avoir une activité professionnelle, travaillent indépendamment du revenu du ménage de référence (comme dans le modèle néoclassique traditionnel). Les comparaisons relatives n'interviennent que lorsque la femme n'a pas d'incitation intrinsèque à travailler. Dans ce cas, ce sont les interactions sociales qui déterminent le choix d'activité de la femme. Décider de travailler peut donc avoir deux origines : une raison purement économique et une raison sociale. On retrouve bien l'effet « boule de neige » puisque si le salaire augmente, certaines femmes vont entrer sur le marché du travail pour des raisons purement économiques, ce qui est prédit par le modèle standard. Mais à cela s'ajoute l'effet indirect caractéristique de ce type de modèle : l'entrée de ces femmes en incite d'autres à entrer (du fait de la comparaison de revenu). La hausse de l'activité des femmes sera donc plus forte que celle du modèle standard.

¹⁰⁵ Par exemple, le coût d'opportunité du travail de la femme diminue car l'utilité qu'elle retire de rester à la maison s'amenuise lorsque ses contacts travaillent.

La structure des interactions stratégiques est ici très simple puisqu'il s'agit seulement pour chaque ménage de se comparer avec un ménage de référence, chaque individu s'intéressant uniquement à son revenu relatif. Tous les autres aspects sociologiques, inhérents à l'étude des interactions sociales, sont laissés de côté. Si l'on considère que ce qui importe n'est pas le revenu relatif mais tout simplement un désir de conformité avec la femme du ménage de référence (pour des raisons de statut, de norme sociale...), on peut envisager d'introduire une externalité (gain d'utilité lorsque les deux femmes pratiquent la même activité) qui créerait un délai d'entrée mais accélérerait la hausse de participation des femmes une fois le processus entamé.

Fernandez, Fogli et Olivetti (2004) étudient les interactions sociales entre les femmes et leur belle-mère. L'idée soutenue est que la croissance du taux de participation féminin provient en partie de la hausse du nombre d'hommes dont la mère a travaillé. Les auteurs démontrent empiriquement que les épouses d'hommes dont la mère a travaillé sont significativement plus présentes sur le marché du travail. Dans la mesure où l'endogamie est importante, on peut se demander si cette similitude de comportement entre belle-mère et belle-fille résulte d'un processus d'interactions sociales ou du fait que les hommes choisissent des femmes qui, de ce point de vue, ressemblent à leur mère. Un homme dont la mère était active aura peut-être plus tendance qu'un autre à se mettre en couple avec une femme active. On peut donc penser qu'en dehors de tout mécanisme d'interactions sociales, il existe une corrélation positive entre l'activité d'une femme et celle de sa belle-mère. Afin de mesurer le rôle spécifique des interactions sociales, les auteurs contrôlent les caractéristiques individuelles et environnementales par un nombre important de variables. Elles montrent notamment que, toutes choses égales par ailleurs, le comportement d'offre de travail d'une mère n'explique pas significativement celui de sa fille : cela leur permet de rejeter la possibilité que la corrélation positive entre l'activité des belles-mères et des belles-filles résulte d'un processus d'appariement selon leurs caractéristiques individuelles. L'hypothèse est que si les variables explicatives utilisées permettent de supprimer le lien statistique entre l'activité de la mère et celle de sa fille, elles saisissent suffisamment bien les caractéristiques individuelles observables et non observables pour que la corrélation entre l'activité des belles-mères et des belles-filles puisse être interprétée comme étant le résultat d'interactions sociales.

Elles mettent ensuite en évidence un mécanisme de propagation intergénérationnelle en utilisant le choc exogène de la seconde Guerre mondiale sur les taux de participation féminin.

En effet, malgré l'effet seulement transitoire de la seconde Guerre mondiale sur l'offre de travail des femmes mis en évidence par Goldin (1991), elles trouvent un effet indirect de plus long terme sur les générations suivantes. Autrement dit, la guerre a conduit les femmes ayant l'âge d'être actives à travailler pendant cette période, elles ont ensuite quitté le marché du travail vers 45-50 ans (effet transitoire) ; mais lorsque la génération de leurs belles-filles a atteint l'âge d'entrer sur le marché du travail, un effet positif de cet épisode historique est réapparu (alors qu'elles étaient trop jeunes pendant la guerre pour subir un effet direct). Ceci met en évidence l'existence d'un multiplicateur social entre les générations qui caractérise la transformation progressive de la famille et du rôle des femmes dans la société.

Cet article combine les deux formes d'interactions sociales abordées ci-dessus. Il fait d'une part référence aux normes (le fait qu'un nombre croissant d'hommes ayant grandi dans un modèle familial différent, avec des mères actives, a modifié les préférences individuelles). D'autre part, il traite des interactions sociales locales puisque les auteurs prennent en compte la possibilité que la femme du ménage considéré décide de travailler ex post (lorsque le fait que sa belle-mère ait travaillé a influencé le comportement de son fils, et par ce biais, la décision de son épouse : effet des relations interpersonnelles). En considérant ces deux mécanismes de propagation complémentaires, cet article contribue à expliquer les comportements économiques par les normes et les relations sociales, mais il ne distingue pas l'importance respective de ces deux éléments.

Dans le chapitre 9, on étudie sur données françaises les interactions sociales dans des voisinages géographiques très proches. L'idée est que le choix d'activité d'une femme peut être conditionné en partie par le choix des femmes de son environnement social géographique.

L'article de Fernandez et Fogli (2005) apporte un éclairage intéressant quant à l'influence du voisinage. Les auteurs montrent qu'aux Etats-Unis, plus la concentration ethnique est forte dans un voisinage, plus l'impact de la culture sur les décisions de participation des femmes est élevé. Il semblerait donc que dans les voisinages où il y a une forte proportion d'individus de la même origine, la transmission et le maintien des normes quant à l'attitude qu'une femme est supposée avoir vis-à-vis du marché du travail sont favorisés. Par conséquent, dans les voisinages fortement ségrégués, la concentration de comportements identiques et leur persistance sont particulièrement fortes. Dans la mesure où les résultats de ce travail ne sont pas directement transposables au cas français, une étude du même type sur données françaises serait tout à fait pertinente.

L'intérêt spécifique de se focaliser sur des zones géographiques délimitées afin de mettre en évidence un multiplicateur social est que l'identification d'un tel phénomène peut avoir un rôle en terme de politique économique. En effet, ces résultats suggèrent qu'une politique de mixité sociale pourrait stimuler l'activité féminine dans des zones où elle est faible¹⁰⁶.

8.2.3 Quelle est la taille pertinente du groupe de référence ?

Mettre en évidence la présence d'interactions sociales dans la décision individuelle d'offre de travail permet de comprendre et d'expliquer (au moins en partie) la concentration du taux d'emploi des femmes dans le temps et dans l'espace. Le fait que les femmes s'influencent dans leurs décisions fournit une explication au phénomène d'hystérèse qui caractérise la participation des femmes au marché du travail.

Dans ce domaine, il semble que les interactions sociales produisent un effet à la fois au niveau local et au niveau global. Comment mesurer l'importance respective de ces deux formes d'influence ? Quelle est la taille appropriée du groupe de référence ?

Glaeser, Sacerdote et Scheinkman (2003) s'intéressent à ces questions dans d'autres domaines. Ils élaborent un modèle permettant de mesurer l'importance des interactions sociales selon différents degrés de proximité dans les relations. Ils le testent ensuite dans trois contextes différents. Dans un premier temps, ils reprennent le travail de Sacerdote (2001) et examinent les effets de pairs qui s'exercent entre les colocataires de l'université de Dartmouth (New Hampshire). Afin d'identifier l'influence que les étudiants de l'université exercent les uns sur les autres, ils exploitent le fait qu'ils sont distribués aléatoirement dans les diverses chambres et étages de l'université. Comme les étudiants ne se choisissent pas mutuellement, il n'y a pas de biais de sélection. Si les étudiants vivant à proximité se comportent de façon identique, c'est donc bien parce qu'ils s'influencent entre eux, et non parce qu'ils ont les mêmes préférences. Les auteurs s'intéressent à deux aspects de la vie universitaire : la réussite scolaire et l'appartenance à un « club ». Leurs résultats indiquent que l'effet des interactions sociales est fortement significatif dans le deuxième cas. Plus précisément, lorsqu'ils passent du groupe « chambre », à celui de « l'étage » puis à celui du « bâtiment », ils trouvent un effet de plus en plus fort. Ceci semble indiquer que lorsqu'on considère l'appartenance à un « club », l'influence des autres individus se fait au niveau local, certes, mais il faut quand

¹⁰⁶ Ce type de politiques est souvent préconisé dans les domaines où il existe un multiplicateur social. C'est par exemple le cas pour réduire la criminalité (voir Oreopoulos (2008)).

même qu'un certain nombre d'individus y adhèrent pour qu'un effet « boule de neige » s'enclenche et incite d'autres individus à y entrer.

Dans un second temps, ils approfondissent le travail de Levitt (1999) qui montrait que les variances élevées des taux de criminalité américains ne pouvaient être entièrement expliqués par des différences de caractéristiques démographiques individuelles. Le baby boom expliquerait par exemple, au maximum, un cinquième de la hausse de la criminalité observée entre 1960 et 1975. Ainsi, ces variations importantes dans les taux de criminalité pourraient provenir d'interactions sociales¹⁰⁷. Leurs résultats indiquent effectivement la présence d'interactions sociales. Ils montrent également que les interactions sociales s'accroissent avec le niveau d'agrégation : elles sont plus importantes au niveau national qu'au niveau de l'état et qu'au niveau du comté. Ils restent néanmoins assez vagues sur l'interprétation que l'on peut donner à leurs estimations, notamment sur ce que seraient en pratique des interactions sociales au niveau du pays et sur les raisons pour lesquelles elles seraient plus importantes à ce niveau d'agrégation.

Les auteurs s'intéressent dans un dernier temps aux effets de contagion du capital humain. Ils trouvent de nouveau que plus le niveau d'agrégation est grand, plus les effets des interactions sociales sont palpables.

Quel que soit le sujet d'études, ils trouvent que plus le niveau d'agrégation est grand, plus les interactions sociales sont importantes. En réalité, peut-être que dans chaque cas, le plus grand niveau d'agrégation choisi par les auteurs est le plus adapté au problème étudié. Qu'en serait-il s'ils mesuraient les effets des interactions sociales sur l'appartenance à un club universitaire au niveau du pays ? Peut être ne trouveraient-ils aucun effet significatif. Ceci dit, leur argumentation sur le fait que le niveau d'agrégation choisi compte est assez convaincante : les interactions sociales s'exercent à un certain niveau et pas nécessairement à d'autres. Autrement dit, elles sont plus ou moins locales et/ou globales, et cela dépend du sujet d'étude.

Par conséquent, il est impossible de tirer des conclusions de leur article sur le niveau auquel il serait pertinent d'étudier les interactions sociales lorsqu'on s'intéresse à l'activité des femmes. Leur travail permet simplement de mettre en évidence l'intérêt de mesurer les

¹⁰⁷ Depuis une dizaine d'année, l'étude du lien entre interactions sociales et criminalité a donné lieu à de nombreuses études. On pourra notamment se reporter à Glaeser, Sacerdote et Scheinkman (1996), Carneiro, Loureiro et Sachsida (2005) et Zenou (2003) pour une mesure de l'impact des interactions sociales sur la criminalité. Bellair (1997) et Calvó-Armengol et Zenou (2004) étudient le type de lien et de réseaux qui amplifient l'effet des interactions sociales.

interactions sociales à différents niveaux d'agrégation afin de repérer pour un sujet d'étude donné le niveau qui importe. Un tel travail nécessite des données détaillées à différents niveaux, et c'est sans doute une des difficultés majeures qui explique que ce travail n'ait pas encore été effectué. Il s'agit donc d'une piste de recherche encore peu explorée et qui ouvre des perspectives, notamment en termes de politique économique. Il est en effet fondamental de savoir s'il existe des interactions sociales, mais il importe également de savoir à quel niveau l'action publique pourrait tirer parti de ces effets multiplicateurs de la manière la plus efficace.

8.3 Les apports des autres sciences sociales

La réflexion sur les interactions sociales et leurs effets conduit assez naturellement à s'interroger sur les raisons pour lesquelles les individus ont tendance à être influencés par les autres individus. La littérature économique est assez peu explicite sur le sujet, notamment parce qu'il est techniquement assez difficile d'identifier les raisons de l'influence sociale. En effet, en distinguant les interactions locales des interactions globales, les économistes distinguent surtout la manière dont les interactions sociales se manifestent plutôt que leurs causes.

En revanche, la littérature psychosociologique cherchant à expliquer l'influence sociale est extrêmement vaste. La psychosociologie de l'influence sociale a mis en évidence deux mécanismes généraux à travers lesquels les groupes sociaux exercent une influence sur leurs membres : un processus social d'influence normative et un processus cognitif d'influence informationnelle. L'influence informationnelle se rencontre dans des situations où l'individu cherche à se faire une opinion sur une situation objective. L'influence normative est davantage liée à une situation où l'agent cherche l'approbation du groupe.

A notre connaissance, il n'existe pas d'étude psychosociologique visant à distinguer influence normative et influence informationnelle dans les décisions de participation des femmes au marché du travail. Les psychosociologues distinguent toutefois ces deux sources d'influence sociale dans divers domaines. On peut donc penser que l'influence sociale sur le marché du travail s'explique des deux mêmes façons. Ainsi, explorer cette question dans le domaine des décisions féminines d'activité et tenter de mesurer l'importance de chaque facteur d'influence serait tout à fait innovant.

8.3.1 Influences normative et informationnelle

Avant 1955, de nombreuses études expérimentales avaient déjà démontré que les processus psychologiques individuels étaient soumis aux influences sociales. La plupart n'avaient alors pas distingué les différents types d'influences sociales et utilisaient le terme général d'influence de 'groupe'.

Deutsch et Gerard (1955) mettent en avant plusieurs facteurs influençant le jugement individuel. Leur étude s'intéresse à deux types d'influence : normative et informationnelle. Ils définissent l'influence sociale normative comme une influence poussant à se conformer aux attentes positives d'un individu, d'un groupe ou de soi-même. Les attentes positives sont telles que lorsqu'elles sont remplies, cela crée ou renforce les sentiments positifs vis-à-vis de l'individu, alors que si elles ne sont pas respectées, cela engendre un sentiment négatif. L'influence sociale informationnelle se définit comme étant celle qui conduit à accepter l'information obtenue d'un autre individu comme une preuve de la réalité. Selon les auteurs, on trouve communément ces deux types d'influence simultanément.

Ils mettent en place une procédure expérimentale afin de tester la validité d'un certain nombre d'hypothèses. Leurs résultats indiquent que, conformément à l'intuition, plus l'individu est incertain de la qualité de son jugement, plus il sera sensible aux influences sociales normatives et informationnelles. De plus, une fois que l'individu a cédé à l'influence sociale, il sera plus enclin à y céder de nouveau. Leurs résultats expérimentaux montrent que lorsqu'une situation de groupe est créée, même si elle est triviale et superficielle, l'influence sociale normative conduit à accroître les erreurs de jugement individuel. L'influence sociale normative sera plus forte parmi les individus qui forment un groupe que parmi une agrégation d'individus qui ne forment pas un groupe. Toutefois, l'influence sociale normative sur le jugement individuel sera réduite lorsque l'individu perçoit que son jugement ne peut pas être identifié ou qu'il ne subit aucune pression des autres pour se conformer. Ils trouvent également que les membres d'un groupe sont plus susceptibles de considérer l'avis des autres membres du groupe comme étant valable pour se forger une opinion sur la réalité : les membres d'un groupe sont plus sensibles à l'influence informationnelle du fait des expériences passées du groupe qui crédibilisent leur jugement (on parle parfois d'experts). Mais, si l'individu est incertain de la qualité du jugement des autres, il sera moins sensible aux influences sociales informationnelles.

Suite au travail de référence de Deutsch et Gerard (1955), la littérature a soutenu l'indépendance conceptuelle des facteurs motivant les comportements conformistes, même s'ils sont étroitement liés et souvent difficiles à distinguer théoriquement et empiriquement. Cialdini, Goldstein et alii (2006) distinguent également conformisme normatif et informationnel et y ajoutent le conformisme visant à maintenir une bonne image de soi via l'estime de soi. L'objectif de maintien d'une bonne image de soi consiste à être conformiste avec soi-même, avec ses propres comportements antérieurs. Ils étudient la manière dont ces trois facteurs motivationnels influent sur les comportements.

Les auteurs expliquent que les individus cherchent à créer et à maintenir un lien social important avec les autres. Ils utilisent l'approbation et les signaux de sympathie pour construire, maintenir et mesurer l'intimité de leurs relations. Les individus exposés à un partenaire d'interaction qui imite leur comportement accroissent leur affinité pour cette personne, ce qui suggère qu'un tel comportement suscite l'adhésion et aide à développer les relations sociales. Les objectifs d'affiliation et d'image de soi sont activés et renforcés lorsqu'un individu est menacé par la perspective de ne pas être intégré dans un groupe. Mais les individus n'ont pas besoin de souffrir du rejet ou des moqueries des autres pour rechercher activement l'approbation sociale via le conformisme. Les personnes peuvent se conformer dans le but de développer un sentiment d'appartenance même s'ils ne sont pas la cible directe de la désapprobation des autres. Certains modèles d'identité sociale mettent en avant le fait que la sensibilité aux normes d'un groupe n'est pas un processus idiot ou irrationnel reflétant une individualité réduite, mais un processus conscient et rationnel lié à un sens important de son identité.

D'un point de vue dynamique, les auteurs suggèrent que les stéréotypes les plus communicables (donc qui ont le plus de chances d'être partagés) sont ceux donnant une information fonctionnelle et exacte : ceci est conforme au résultat de Fogli et Veldkamp (2007) selon lequel les normes et les comportements d'offre de travail des femmes évolueraient grâce à un processus de transmission informationnel progressif générant un effet « boule de neige ». Ainsi, les influences normatives et informationnelles seraient imbriquées l'une dans l'autre. Pour les distinguer, il faudrait d'une part trouver une stratégie permettant d'identifier séparément les deux sources d'influence, et d'autre part, pouvoir décrire les attitudes de façon détaillée. Ainsi, une étude économique visant à mesurer explicitement l'importance des deux types d'influence représente un défi méthodologique et empirique.

8.3.2 L'importance des liens faibles

Dans les années 1970, Granovetter a étudié la diffusion de l'information dans une communauté. Il insiste en particulier sur la « force des liens faibles ». Il revient en 1983 sur cette théorie et sur les études empiriques qui la testent.

Sa théorie a permis d'expliquer de nombreux phénomènes tels que l'effet des relations sociales sur les comportements individuels ou la diffusion d'innovations. Dans le cadre de la participation croissante des femmes au marché du travail, la « force des liens faibles » pourrait expliquer de quelle manière une culture nouvelle se diffuse dans une population.

Alors que les « liens forts » désignent le cercle des relations proches, les « liens faibles » désignent les simples connaissances. La connexion entre les différents groupes sociaux dépend des « liens faibles » et non des liens forts, puisque les « liens faibles » s'étendent au-delà du cercle intime de relations. Ainsi, ce sont les « liens faibles » qui permettent de connecter les différents groupes sociaux entre eux, et en particulier ceux ayant des opinions et des informations différentes. Sur une période de temps suffisamment longue, la transmission d'opinions et d'informations conduit à une homogénéisation des comportements. Si les différents groupes n'étaient pas connectés, chacun développerait des opinions et des comportements distincts qui ne se diffuseraient pas d'un groupe à l'autre. « La force des liens faibles » permet d'expliquer comment, suite à un long processus de diffusion, des groupes aux cultures initialement différentes finissent par se ressembler. Enfin, Granovetter précise que tous les liens faibles ne jouent pas le même rôle de transmission d'information : seuls ceux qui font des ponts entre différents réseaux permettent de diffuser une information ou une opinion.

Weimann (1980) trouve que les « liens forts » ont également leur importance dans les processus de transmission informationnelle. Ils peuvent permettre d'accroître la rapidité de diffusion, la crédibilité de l'idée transmise et donc l'influence qu'elle peut exercer sur les comportements individuels, en particulier lorsqu'il s'agit d'une information non vérifiable¹⁰⁸. Weimann explique que les liens faibles et forts sont complémentaires : les « liens faibles » permettent la diffusion de l'information entre groupes sociaux alors que les « liens forts » sont à l'origine de l'influence qui s'exerce intra-groupe. Les « liens faibles » correspondraient

¹⁰⁸ Ceci conforte les résultats de Deutsch et Gerard (1955) selon lesquels l'influence sociale normative sera plus forte parmi les individus qui forment un groupe que parmi une agrégation d'individus qui ne forment pas un groupe.

donc davantage à une influence de type informationnelle tandis que les « liens forts » s'apparenteraient plus à une influence de type normative.

« La force des liens faibles » permet de comprendre le phénomène de multiplicateur social mis en évidence par les économistes. Notamment, le processus de transmission informationnelle entre générations mis en évidence par Fogli et Veldkamp (2007) qui modifie la culture et les normes quant à l'activité des mères de famille, est tout à fait cohérent avec « la force des liens faibles ». Leur travail va d'ailleurs dans le sens que préconisait Granovetter en 1983 : « The most pressing need for further development of network ideas is a move away from static analyses that observe a system at one point in time and to pursue instead systematic accounts of how such systems develop and change. »

8.4 Synthèse

La hausse du taux d'activité des femmes depuis le milieu des années 1960 a été d'une ampleur telle que, depuis quelques années, les travaux économiques cherchant à tester si la présence d'interactions sociales pouvait l'expliquer se sont développés. En effet, les interactions sociales peuvent créer un effet multiplicateur et expliquer pourquoi le taux d'activité des femmes est extrêmement variable selon la période et le lieu. Les travaux économiques montrent que les décisions de participation des femmes au marché du travail ont un effet causal sur les décisions de participation des autres femmes de leur environnement social. Les décisions d'activité des femmes sont influencées d'une part par la norme sociale qui s'impose dans leur environnement, et d'autre part, par les relations interpersonnelles qu'elles entretiennent avec les femmes qu'elles fréquentent. Les recherches françaises cherchant à identifier et mesurer les interactions sociales sont très peu nombreuses. Dans la mesure où les spécificités institutionnelles et culturelles françaises pourraient rendre les résultats des travaux étrangers non directement transférables à la France, nous proposons dans le chapitre 9 d'évaluer si les décisions de participation des femmes françaises sont influencées par celles de leurs proches voisines.

Les théories psychosociologiques de l'influence sociale proposent des pistes intéressantes pour identifier les processus via lesquels les comportements individuels sont influencés par les comportements des autres personnes. Elles distinguent en particulier un processus social d'influence normative et un processus cognitif d'influence informationnelle. Si l'on rapproche

ces théories des études économiques, il semble que les décisions d'activité des femmes sont influencées à la fois par la norme qui prévaut dans leur groupe social, mais également par l'information qui se diffuse entre les différents groupes sociaux via les « liens faibles ».

Chapitre 9

Participation des mères au marché du travail et interactions sociales¹⁰⁹

Un nombre croissant d'études explore l'effet que peuvent avoir les décisions des voisins sur les décisions individuelles. L'attention prêtée aux effets de voisinage dans la littérature (Cooper et John, 1988, Manski, 1993, Glaeser, Sacerdote et Scheinkman, 2003) est liée au fait que l'influence des voisins peut parfois fortement amplifier l'effet de petits changements des incitations privées ou des ressources. Cette amplification est communément appelée « multiplicateur social ». Soutenir la recherche d'emploi de quelques femmes peut par exemple conduire leurs voisines à rechercher également un emploi, et donc avoir un effet global important et persistant. D'un point de vue théorique, ces comportements d'imitation peuvent refléter une envie intrinsèque de se comporter comme les autres. Ils peuvent également provenir d'interactions entre les contraintes auxquelles les voisins sont confrontés, de telle sorte que l'utilité indirecte d'un comportement donné (par exemple, être inactif) dépend du fait que les voisins font ou non la même chose. Les comportements d'imitation peuvent aussi s'expliquer par un processus de transmission informationnelle, de sorte que les décisions prises par un individu modifient l'information disponible pour tous ses voisins.

Ces effets ont été identifiés comme une explication potentielle des variations surprenantes que l'on observe en terme de participation au marché du travail entre différentes sous-populations, différentes périodes ou différents lieux (Alesina, Glaeser et Sacerdote, 2006). Toutefois, les éléments empiriques démontrant la présence d'interactions sociales sur le

¹⁰⁹ Ce chapitre est le résultat d'une collaboration avec Eric Maurin. L'article correspondant, intitulé "The Social Multiplier and Labour Market Participation of Mothers", a été publié dans l'*American Economic Journal: Applied Economics* 1(1), 251-272.

marché du travail sont assez rares¹¹⁰. Les femmes habitant dans le même voisinage proche ont tendance à prendre les mêmes décisions de participation. Néanmoins, la raison de cette polarisation des décisions n'est pas claire : est-ce parce qu'elles s'influencent ou parce que les voisines viennent du même milieu social et ont les mêmes préférences ?

Pour répondre à cette question et proposer une estimation de l'effet causal de la décision de participation des voisines proches sur la décision de participation individuelle d'une mère, nous utilisons l'enquête Emploi. La méthode utilisée pour recueillir les données de l'enquête Emploi nous permet d'identifier l'influence des voisines proches : les unités enquêtées sont des aires géographiques d'environ 20 logements adjacents. Nous disposons donc d'informations détaillées sur toutes les mères vivant dans un voisinage proche. Cette forme spécifique d'échantillonnage par grappes est particulièrement adaptée pour notre problématique¹¹¹.

Notre stratégie d'identification repose sur la mixité sexuelle des fratries. Nous avons vu dans le chapitre 4 qu'en France, comme aux Etats-Unis (Angrist et Evans, 1998), la mixité sexuelle des deux aînés d'une fratrie pouvait être utilisée comme instrument pour mesurer l'effet causal de la taille de la famille sur la participation des mères au marché du travail. Dans ce chapitre, nous confirmons que la mixité sexuelle affecte significativement la participation des mères au marché du travail. Nous montrons en outre que la mixité sexuelle n'a pas d'effet sur le choix du voisinage et qu'il n'y a pas non plus de corrélation significative entre le sexe des aînés d'une mère et les caractéristiques sociodémographiques des autres mères habitant dans le même voisinage. Par conséquent, les variations observées de la proportion de familles ayant des aînés de même sexe d'un voisinage à l'autre peuvent s'interpréter comme des chocs aléatoires quasi-expérimentaux permettant d'isoler l'influence de la participation au marché du travail des mères du quartier sur la participation individuelle de chacune d'elle. Les mères que les aléas de la vie et les mobilités résidentielles ont placées au voisinage de familles dont les aînés sont de sexe différent participent-elles davantage que les autres au marché du travail ? Les données de l'enquête Emploi apportent une réponse positive à cette question. La probabilité qu'une mère ait une activité professionnelle est

¹¹⁰ Dans sa synthèse de la littérature, Durlauf (2004) décrit vingt-cinq études récentes sur les effets de voisinage et aucune ne concerne la participation des femmes au marché du travail. Il en est de même dans la synthèse multidisciplinaire de Dietz (2001) et la synthèse canadienne d'Oreopoulos (2005). Quelques éléments sur l'effet des interactions sociales sur le nombre d'heures travaillées par les hommes sont disponibles dans Grodner et Kniesner (2006).

¹¹¹ Les enquêtes Emploi conduites au Canada et aux Etats-Unis utilisent également un échantillonnage par grappes mais enquêtent seulement environ cinq ménages dans une aire donnée. Il est alors impossible d'utiliser le type de stratégie que nous développons dans ce chapitre.

significativement plus élevée lorsque les autres mères de son voisinage immédiat ont des aînés de sexe différent que dans le cas inverse, et ce quel que soit le sexe de ses propres enfants. Si l'on suppose que la mixité sexuelle des aînés des voisines influence la participation d'une mère seulement via son impact sur leur propre participation, ce résultat suggère un lien causal très étroit entre l'activité des mères du voisinage et l'activité de chacune d'elle prise individuellement. En utilisant le sexe des aînés des voisines comme variable instrumentale, nos estimations confirment que la participation des voisines au marché du travail a un effet positif et significatif sur la participation individuelle d'une mère, même si l'ampleur précise du multiplicateur social est difficile à évaluer.

Ces estimations par variable instrumentale reposent sur l'hypothèse que la mixité sexuelle des aînés des voisines d'une femme affecte l'offre de travail de cette femme uniquement via son impact sur l'offre de travail des voisines elles-mêmes. La réforme de la politique familiale intervenue en 1994 nous permet de tester cette hypothèse. Avant la réforme, l'Allocation parentale d'éducation n'était versée qu'aux parents ayant trois enfants ou plus (dont au moins un âgé de moins de trois ans). Après la réforme, les parents de deux enfants (dont au moins un âgé de moins de trois ans) sont également éligibles. Cette réforme a entraîné non seulement une réduction de l'offre de travail des mères de deux enfants, mais également une diminution du lien entre leur activité professionnelle et le sexe de leurs aînés. De façon intéressante, nous trouvons que l'influence du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle a également décliné (pour devenir non significatif) après la réforme. Autrement dit, c'est précisément lorsque le sexe des aînés des voisines a un effet sur leur décision de participation qu'il affecte la participation individuelle. Ce résultat est cohérent avec l'hypothèse d'identification selon laquelle la variable instrumentale n'affecte l'offre de travail individuelle que dans la mesure où elle influence celle des voisines.

Pour approfondir l'examen de la robustesse de nos résultats, nous comparons les estimations obtenues lorsque le sexe des deux aînés des voisines est utilisé comme instrument, avec celles obtenues lorsque le trimestre de naissance du second enfant est utilisé comme source d'identification. Les mères ayant des enfants nés en fin d'année participent moins au marché du travail que les autres mères, éventuellement parce que leurs enfants rentrent plus tard à l'école maternelle et / ou parce qu'ils ont plus souvent des difficultés à l'école maternelle et primaire. Cet effet a été identifié par Gelbach (2002) aux Etats-Unis et nous retrouvons le même type de relation entre trimestre de naissance et activité des mères dans le contexte français. Comme nous ne trouvons pas d'effet significatif du trimestre de naissance sur les choix de localisation, les variations observées de la proportion d'enfants nés en fin

d'année d'un voisinage à l'autre peuvent être utilisées - de la même façon que les variations de la proportion de familles ayant des aînés de même sexe - pour identifier l'effet des interactions sociales sur la participation des mères au marché du travail. Finalement, que l'on utilise le trimestre de naissance ou la mixité sexuelle comme instrument, l'estimation de l'effet des interactions sociales reste la même. Nos évaluations suggèrent dans les deux cas qu'une hausse exogène de 10 points du taux d'activité dans le voisinage entraîne un surcroît de 6 points de la probabilité individuelle de participation des mères au marché du travail.

Le reste de ce chapitre est organisé comme suit : nous présentons les données dans la première partie. Nous présentons ensuite des résultats similaires aux résultats du chapitre 4 sur l'effet du sexe des deux aînés sur la participation individuelle des mères au marché du travail, pour l'échantillon spécifique que nous utilisons dans ce chapitre. Nous exposons dans la troisième partie plusieurs éléments suggérant que le sexe des deux aînés d'une famille n'influence pas les choix de localisation de la famille. Nous produisons les résultats des estimations par variable instrumentale mettant en évidence l'impact causal de la décision d'activité des voisines sur la probabilité d'activité individuelle dans la quatrième partie. Nous proposons une réévaluation de cet impact causal à partir du trimestre de naissance dans la cinquième partie et à partir de la différence d'âge entre les deux aînés dans la sixième partie. Une synthèse de ce chapitre est proposée dans la septième partie.

9.1 Données

Dans ce chapitre, nous utilisons les données des enquêtes Emploi conduites par l'Insee entre 1990 et 2001. Comme dans les chapitres 4 et 6, nous sélectionnons les femmes de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants au moment de l'enquête. Afin de simplifier la présentation des résultats, nous restreignons ici le champ aux femmes en couple, mais la prise en compte des femmes seules n'altère pas significativement les résultats.

L'enquête Emploi française possède une caractéristique spécifique qui nous permet d'étudier les interactions sociales de voisinage : les unités enquêtées (aires) contiennent chacune une vingtaine de logements adjacents¹¹². Plus précisément une enquête Emploi est constituée d'un échantillon représentatif d'environ 3 500 aires. Chaque année, dans chaque aire, tous les ménages sont enquêtés, et dans chaque ménage, tous les individus âgés de 15 ans

¹¹² C'est également une des caractéristiques du panel américain (Panel Survey on Income Dynamics, PSID). Voir par exemple Solon, Page et Duncan, (2000). L'échantillon du panel américain est néanmoins plus petit.

ou plus sont enquêtés. Cette méthode d'échantillonnage a été choisie par l'Insee afin de réduire les frais de transport des enquêteurs.

Dans ce chapitre, notre échantillon comprend uniquement les femmes ayant au moins une voisine âgée de 21 à 35 ans et ayant deux enfants ou plus ($N = 31\,311$). Pour chaque femme de cet échantillon, nous observons en moyenne quatre autres femmes âgées de 21 à 35 ans et ayant deux enfants ou plus dans son voisinage proche¹¹³. Ainsi, pour chacune d'elles, nous pouvons construire plusieurs variables décrivant les caractéristiques moyennes des autres familles de l'échantillon habitant dans son aire : la proportion de familles voisines dans lesquelles les deux aînés sont de même sexe, celle dans lesquelles le second enfant est né en fin d'année, et celle dans lesquelles la mère participe au marché du travail. Pour chaque enquêtée, ces différents indicateurs sont construits en utilisant uniquement les données des voisines, c'est-à-dire que l'enquêtée elle-même est exclue de ces indicateurs.

Il existe à notre connaissance peu d'études sur l'effet des interactions de voisinage sur la participation des mères au marché du travail en France. Une des difficultés résulte de la taille souvent trop importante des voisinages considérés dans les bases de données. Dans les années 1980, l'Insee a mené une enquête sociologique intéressante sur l'intensité des relations de voisinage (Héran, 1986). Cette enquête montre que la plupart des Français définissent comme « leurs voisins » les personnes vivant dans leur proche voisinage, c'est-à-dire dans le même immeuble ou dans les maisons adjacentes. Cette enquête montre également qu'une très large majorité des Français (91%) interagissent avec leurs voisins. L'enquête Emploi nous permet d'identifier l'impact de ce type d'interactions. La méthode d'échantillonnage consiste précisément à enquêter des petits groupes d'environ 20 logements adjacents. L'enquête donne donc une information détaillée sur la situation de famille et d'emploi de toutes les autres mères habitant dans le même voisinage proche. Il est donc possible d'analyser comment les mères vivant dans des logements adjacents s'influencent mutuellement¹¹⁴. Ceci aurait été impossible si nous avions dû considérer des voisinages plus larges, comme ceux du recensement par exemple (plusieurs milliers d'individus). Enfin, selon Héran (1986), les relations avec les voisins sont entretenues avant tout par les femmes, et particulièrement celles ayant des enfants. Les mères de familles consacrent à leurs voisins plus de temps que leurs maris dans 40% des familles, l'inverse n'étant vrai que dans 20% des cas. De façon générale,

¹¹³ Environ 16% des mères de notre échantillon ont une seule voisine appartenant également à notre échantillon, 17% en ont deux, 15% en ont trois, 13% en ont quatre, 10% en ont cinq, et 30% en ont six ou plus.

¹¹⁴ Il existe une littérature sur les interactions de voisinage, même si ces études ne se concentrent pas sur la participation des mères au marché du travail (voir par exemple Ioannides, 2002, Ioannides, 2003, Ioannides et Zabel, 2003, Case et Katz, 1991, Solon, Page et Duncan, 2000). Goux et Maurin (2007) utilisent les enquêtes Emploi françaises pour évaluer l'effet du voisinage proche sur les résultats scolaires des adolescents.

l'intensité des relations de voisinage augmente beaucoup quand il y a des enfants dans le ménage, mais n'est pas plus forte quand la mère est inactive. De cette enquête, il ressort que les mères de familles sont davantage exposées à l'effet des interactions de voisinage, ce qui conforte notre choix de centrer l'analyse sur les mères.

9.2 Sexe des aînés, fécondité et participation au marché du travail

La participation des mères de notre échantillon au marché du travail varie en fonction du sexe de leurs deux aînés (tableau 9.1). Parmi les mères dont les deux aînés sont de même sexe, le taux d'activité est environ 1,7 point plus faible que parmi les mères dont les deux aînés sont de sexe différent. Cette différence est perceptible, que le premier né soit un garçon ou une fille, même si elle est plus nette (2,4 points) lorsque le premier né est un garçon. L'activité des mères n'est pas mesurée aussi précisément dans le recensement général de la population que dans l'enquête Emploi. Nous avons toutefois pu vérifier que le dernier recensement général de la population (conduit en 1999) délivrait le même type de résultat : les mères dont les deux aînés sont de même sexe travaillent significativement moins souvent que les autres, l'écart étant d'un peu plus d'un point. Angrist et Evans (1998) trouvent le même type de résultat sur données américaines, même si l'amplitude de cet écart est plus faible qu'en France (-0,5 point).

Tableau 9.1 - Fécondité et offre de travail des mères en fonction du sexe des deux aînés

		Sexe des deux aînés dans les familles ayant deux enfants ou plus						
		2 garçons	2 filles	1 garçon, 1 fille	1 fille, 1 garçon	Même sexe (a)	Sexe différent (b)	Différence (a)-(b) ⁽⁴⁾
En couple	Proportion ⁽¹⁾	0,262	0,240	0,250	0,247	0,503	0,497	-
	3ème enfant ⁽²⁾	0,313	0,313	0,270	0,280	0,313	0,275	0,038
		(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,005)
	Travaillant ⁽³⁾	0,585	0,593	0,609	0,602	0,589	0,605	-0,017
		(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,004)	(0,004)	(0,006)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : proportion de femmes dans l'échantillon total (ayant eu 2 garçons...).

NOTE 3 : proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (qui avaient 2 garçons...).

NOTE 4 : proportion de femmes qui travaillent (qui avaient 2 garçons...).

NOTE 5 : différence en termes de fécondité et d'offre de travail suivant le sexe des deux aînés.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Il y a plusieurs explications possibles à cette relation entre sexe des aînés et activité des mères (Rosenzweig et Wolpin, 2000). Le fait que les aînés soient de même sexe peut permettre certaines économies dans les dépenses de la famille et rendre moins pressante la participation des mères au marché du travail (effet direct). Toutefois, l'explication la plus plausible est indirecte : le sexe des aînés influence l'activité des mères parce qu'il influence le nombre final d'enfants. En France comme aux Etats-Unis, les parents ayant deux filles ou deux garçons sont en effet davantage enclins à avoir un troisième enfant que ceux ayant une fille et un garçon (Goux et Maurin, 2005, Angrist et Evans, 1998). Le tableau 9.1 confirme que la proportion de familles avec au moins trois enfants est plus élevée parmi les familles dont les deux aînés sont de même sexe (31,3%) que parmi les familles dont les deux aînés sont de sexe différent (27,5%). Ces différences dans le nombre final d'enfants selon le sexe des aînés ne s'expliquent pas par des différences dans les caractéristiques individuelles qui déterminent habituellement la fécondité. Il n'y a aucune différence significative d'âge, de niveau d'éducation, de nationalité ou de timing des naissances entre les mères selon le sexe de leurs deux aînés (voir tableau 9.2, panel A).

Tableau 9.2 – Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés et au trimestre de naissance du second enfant

		Age	Age à la 1ère naissance	Nat. française	Diplôme	Nombre d'enfants
PANEL A: sexe des deux aînés						
En couple	Même sexe	31,04 (0,02)	22,92 (0,03)	0,910 (0,002)	0,711 (0,004)	2,420 (0,006)
	Sexe différent	31,03 (0,02)	22,91 (0,03)	0,913 (0,002)	0,712 (0,004)	2,364 (0,006)
	Diff	0,01 (0,04)	0,01 (0,04)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,005)	0,056*** (0,008)
PANEL B: trimestre de naissance du second enfant						
En couple	Trimestre 4	30,99 (0,04)	22,98 (0,04)	0,912 (0,003)	0,710 (0,006)	2,389 (0,008)
	Trimestre 1-3	31,06 (0,02)	22,90 (0,02)	0,911 (0,002)	0,712 (0,003)	2,393 (0,005)
	Diff	-0,07 (0,04)	0,08 (0,04)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,006)	-0,005 (0,009)

Degré de significativité : *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Parmi les mères ayant deux aînés de même sexe, le nombre moyen d'enfants est 2,420 et parmi les mères ayant deux aînés de sexe différent, le nombre moyen d'enfants est 2,364.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Aussi, si l'on régresse la probabilité d'avoir un troisième enfant et la probabilité d'activité des mères sur le sexe des deux aînés, l'effet du sexe des deux aînés ne varie pas lorsqu'on introduit une liste détaillée de variables sociodémographiques (annexe 9.1). Ces résultats confirment que les liens entre le sexe des aînés et les variables d'intérêts ne proviennent pas de variations des caractéristiques sociodémographiques des mères selon le sexe de leurs aînés. Ce qui est en jeu ici semble véritablement être une préférence des parents pour la mixité de la fratrie et c'est cette préférence qui influence le comportement d'activité des mères.

9.3 Sexe des aînés et choix du voisinage

Le sexe des aînés affecte la décision d'avoir un troisième enfant. Or, l'arrivée d'un troisième enfant peut entraîner un changement de résidence, et donc de voisinage. Les choix de localisation étant endogènes, chaque famille tend à se localiser près de familles qui lui ressemblent. On ne peut donc pas exclure a priori que le sexe des deux aînés détermine (indirectement) le contexte social dans lequel les familles ont décidé de vivre. Dans de telles conditions, il est extrêmement délicat de distinguer l'effet réel des décisions des voisines ('l'effet endogène') des effets 'corrélés' : les femmes vivant dans le même voisinage prennent-elles les mêmes décisions de participation parce qu'elles s'influencent ou parce qu'elles partagent les mêmes préférences? L'idéal serait de pouvoir analyser le comportement de chaque mère suivant que l'on facilite ou non la participation de ses voisines proches par un choc exogène. Autrement dit, nous aimerions comparer la décision d'activité d'une même femme dans deux voisinages différents : un voisinage où une proportion importante de femmes travaillent, et un autre où la proportion de femmes actives est faible. Si l'on constatait que sa décision individuelle varie selon le voisinage, on pourrait alors affirmer que la participation des voisines a une influence sur sa participation individuelle. Une telle expérience contrôlée étant impossible, nous cherchons à nous en rapprocher en utilisant une variable qui affecte la décision individuelle de chaque mère, sans avoir d'effet direct sur la décision de ses voisines, ni sur le choix du voisinage. Or, le sexe des deux aînés d'une mère impacte sa décision d'activité. De plus, nous vérifions que les parents d'aînés de même sexe ne se localisent pas dans des voisinages particuliers : d'une part, ils ne se regroupent pas dans des voisinages « spécialisés » dans l'accueil des familles nombreuses, et d'autre part, leurs voisines ne sont pas différentes des voisines des parents ayant des aînés de sexe différent.

Si le sexe des deux aînés d'une famille déterminait (même indirectement) le choix du voisinage, il serait corrélé avec le sexe des aînés des autres familles du voisinage, et les familles ayant des aînés de même sexe ne seraient pas distribuées aléatoirement entre les voisinages. Elles seraient concentrées dans certains voisinages. Pour tester cette hypothèse, nous comparons la distribution observée du nombre de familles ayant des aînés de même sexe dans chaque voisinage avec la distribution qui serait observée si ces familles étaient réparties aléatoirement entre les voisinages¹¹⁵ (tableau 9.3). Les deux distributions sont quasiment identiques au sens où l'hypothèse de distribution aléatoire n'est pas rejetée par un test du Khi-2 à 5%. Si nous affinons l'analyse en comparant la distribution observée à la distribution théorique conditionnellement au nombre total de familles vivant dans le voisinage, le résultat est identique : la distribution des familles ayant des aînés de même sexe n'est pas significativement différente d'une distribution aléatoire (annexe 9.2). Au total, nous ne trouvons aucune concentration résidentielle des familles ayant deux aînés de même sexe.

Tableau 9.3 – Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant des aînés de même sexe

Nombre de mères ayant des aînés de même sexe	Distribution observée de voisinage (P, en %)	Distribution aléatoire de voisinage (P ₀ , en %)	$n(P-P_0)^2/P_0$
0	11,80	11,99	0,23
1	31,15	30,61	0,53
2	28,03	28,31	0,21
3	14,36	14,48	0,08
4	7,41	7,14	0,78
5	3,53	3,47	0,08
6 et plus	3,72	4,00	1,50
Statistique du Khi-2 (P-value)	-	-	3,41 (0,76)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : On observe 11,80% de voisinages dans lesquels aucune mère n'a d'aînés du même sexe. Cette proportion serait de 11,99% si les familles ayant des aînés du même sexe étaient distribuées aléatoirement entre les voisinages.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Qui plus est, le sexe des aînés d'une mère n'est pas corrélé avec les caractéristiques sociodémographiques des autres mères vivant dans le même voisinage. En particulier, le sexe

¹¹⁵ Sous l'hypothèse de distribution aléatoire, la probabilité d'observer k familles ayant des aînés de même sexe dans un voisinage de taille n est : $P(X=k) = C(n,k)P^k (1-P)^{n-k}$ où P désigne la proportion de familles ayant des aînés de même sexe dans notre échantillon.

des aînés d'une mère n'est pas corrélé à l'âge, au niveau d'éducation ou à la nationalité des autres mères du voisinage (tableau 9.4, panel A). Et il n'est pas non plus corrélé au nombre d'enfants des autres familles du voisinage : le nombre moyen d'enfants des voisines est exactement le même que la mère ait des aînés de même sexe ou de sexe différent.

Tableau 9.4 – Différences démographiques moyennes dans le voisinage et sexe des deux aînés

	Age	Age à la 1ère naissance	Nat. française	Diplôme	Nombre d'enfants	Participation
PANEL A: caractéristiques des autres mères du voisinage						
Sexe des deux aînés						
Même sexe	31,04 (0,02)	22,92 (0,02)	0,911 (0,002)	0,712 (0,003)	2,391 (0,004)	0,594 (0,003)
Sexe différent	31,04 (0,02)	22,92 (0,02)	0,912 (0,002)	0,711 (0,003)	2,393 (0,004)	0,600 (0,003)
Diff	0,00 (0,02)	0,00 (0,04)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,004)	-0,002 (0,005)	-0,006 (0,004)
PANEL B: caractéristiques individuelles des mères						
Sexe des deux aînés des voisines						
% Même sexe > 75%	31,14 (0,04)	23,11 (0,05)	0,906 (0,003)	0,681 (0,006)	2,373 (0,009)	0,591 (0,006)
% Même sexe < 25%	31,15 (0,04)	23,04 (0,05)	0,908 (0,003)	0,685 (0,006)	2,378 (0,009)	0,611 (0,006)
Diff	0,00 (0,06)	0,07 (0,06)	-0,002 (0,005)	-0,004 (0,009)	-0,006 (0,013)	-0,020** (0,009)

Degré de significativité : ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Le panel B donne une comparaison des caractéristiques sociodémographiques des mères en fonction de la proportion de leurs voisines qui ont des aînés de même sexe. Lorsque cette proportion est supérieure à 0,75 (ce qui correspond au dernier quartile de la distribution de cette proportion), le taux d'activité des mères est de 59,1%. Lorsqu'elle est inférieure à 0,25 (premier quartile), il est de 61,1%.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

9.4 Sexe des aînés et comportement des voisines

Nous avons vu que le sexe des aînés d'une mère était un facteur déterminant de sa participation au marché du travail, mais qu'il ne détermine ni directement ni indirectement le choix du quartier de résidence. En d'autres termes, les variations entre voisinages de la proportion de familles ayant des aînés de même sexe sont équivalentes à des chocs aléatoires qui affectent la participation des voisines au marché du travail. Dans ce contexte, on se demande si la proportion de familles voisines ayant des aînés de même sexe influence la participation d'une mère au marché du travail.

Les résultats du panel B du tableau 9.4 indiquent qu'une mère, qui a dans son voisinage, une proportion relativement élevée de familles ayant des aînés de même sexe, a en moyenne le même âge, niveau d'éducation, nationalité et nombre d'enfants qu'une mère avec peu de voisines ayant des aînés de même sexe. La seule différence significative est qu'elle participe moins au marché du travail (-2 points). Ce résultat est cohérent avec l'idée selon laquelle les interactions sociales conditionnent en partie les choix de participation des femmes au marché du travail.

Afin d'approfondir l'analyse de ces effets, nous étudions séparément les mères plus ou moins diplômées. L'effet du sexe des aînés sur la participation des mères au marché du travail est significatif uniquement pour les mères moins diplômées (tableau 9.5 panel A). L'effet est négligeable pour les mères ayant un niveau d'éducation plus élevé¹¹⁶. La question se pose alors de savoir si l'influence du sexe des aînés des voisines sur la participation d'une mère au marché du travail dépend de l'éducation des voisines. Le panel B du tableau 9.5 montre qu'effectivement lorsqu'on étudie spécifiquement le sous-échantillon des mères ayant seulement des voisines plus diplômées, on ne trouve aucun effet significatif du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle des mères au marché du travail. En revanche, lorsqu'on étudie spécifiquement le sous-échantillon des mères ayant des voisines moins diplômées, l'effet du sexe des aînés des voisines sur leur participation au marché du travail est significativement négatif. Dans l'ensemble, le sexe des aînés des voisines a un effet significatif sur la participation d'une mère au marché du travail uniquement lorsqu'il affecte la participation des voisines elles-mêmes. Ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse selon laquelle le sexe des aînés des voisines affecte la décision de participation d'une mère seulement parce qu'il affecte la participation de ses voisines.

¹¹⁶ Ces résultats sont cohérents avec les résultats présentés dans le chapitre 4.

Tableau 9.5 – Participation au marché du travail en fonction du niveau d'éducation et de la possibilité de percevoir l'APE de rang 2

PANEL A		
Sexe des deux aînés	Le diplôme de la mère est inférieur au bac	Le diplôme de la mère est au moins égal au bac
(a) Même sexe	0,528 (0,005)	0,739 (0,007)
(b) Sexe différent	0,554 (0,005)	0,734 (0,007)
Différence (a)-(b)	-0,026*** (0,007)	0,005 (0,009)
<i>N</i>	22275	9036
PANEL B		
Sexe des deux aînés des voisines	Certaines voisines ont un diplôme inférieur au bac	Toutes les voisines ont un diplôme au moins égal au bac
(c) % Même sexe > 75%	0,580 (0,006)	0,646 (0,015)
(d) % Même sexe < 25%	0,607 (0,007)	0,627 (0,015)
Différence (c)-(d)	-0,028*** (0,010)	0,018 (0,022)
<i>N</i>	28852	2459
PANEL C		
Sexe des deux aînés	La mère n'a pas pu percevoir l'APE de rang 2	La mère a pu percevoir l'APE de rang 2
(e) Même sexe	0,598 (0,004)	0,559 (0,008)
(f) Sexe différent	0,622 (0,004)	0,554 (0,008)
Différence (e)-(f)	-0,024*** (0,006)	0,005 (0,011)
<i>N</i>	23580	7731
PANEL D		
Sexe des deux aînés des voisines	Certaines voisines n'ont pas pu percevoir l'APE de rang 2	Toutes les voisines ont pu percevoir l'APE de rang 2
(g) % Même sexe > 75%	0,587 (0,006)	0,607 (0,015)
(h) % Même sexe < 25%	0,612 (0,007)	0,606 (0,015)
Différence (g)-(h)	-0,025** (0,010)	0,001 (0,021)
<i>N</i>	28013	3298

Degré de significativité : ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

La colonne 2 du panel A porte sur les mères ayant au moins le bac. Leur taux de participation est de 73,9% lorsque leurs aînés sont de même sexe et de 73,4% lorsqu'ils sont de sexe différent. La colonne 2 du panel B porte sur les mères dont toutes les voisines ont au moins le bac. Leur taux de participation est de 64,6% lorsque la proportion de leurs voisines ayant des aînés de même sexe excède 75%.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Nous trouvons en outre que la participation au marché du travail des pères et des femmes sans enfants ne diffère pas selon le sexe des aînés des voisines (annexe 9.3). Ces résultats confortent l'idée selon laquelle le comportement d'une mère est influencé par le sexe des aînés des voisines du fait d'interactions sociales (susceptibles d'être plus importantes entre mères), et non du fait d'effets corrélés dans le voisinage, telles que la distance aux zones d'activité, par exemple, qui affecterait tous les habitants du voisinage.

9.4.1 La réforme de l'Allocation parentale d'éducation en 1994

La réforme de l'Allocation parentale d'éducation de 1994 fournit des éléments d'analyse complémentaires. Comme nous l'avons vu dans le chapitre 6, avant juillet 1994, les parents d'au moins trois enfants (dont au moins un de moins de trois ans) étaient éligibles à une allocation mensuelle d'environ 450 euros par mois s'ils suspendaient leur activité. Après juillet 1994, les parents de deux enfants sont également éligibles. Les mères dont le deuxième enfant est né après juillet 1994 étaient par conséquent toutes éligibles et pouvaient recevoir l'allocation, alors que celles dont le deuxième enfant est né avant juillet 1994 n'étaient éligibles qu'au moment où elles ont éventuellement eu un troisième enfant.

Par construction, la réforme a modifié les incitations de participation des mères de deux enfants (dont au moins un de moins de trois ans). Avant juillet 1994, alors que les mères de trois enfants ou plus étaient incitées financièrement à se retirer du marché du travail, ce n'était pas le cas des mères de deux enfants. Après juillet 1994, les mères de deux enfants recevaient la même incitation que les mères de trois enfants ou plus. La réforme peut donc avoir modifié l'effet du nombre d'enfants sur la participation des mères et, de cette manière, l'effet du sexe des deux aînés sur leur participation. Autrement dit, l'effet de l'instrument pourrait ne pas être aussi fort sur le groupe des mères ayant eu leur deuxième enfant après la réforme que sur le groupe des mères l'ayant eu avant la réforme.

Nous comparons les mères dont le second enfant est né avant juillet 1994 avec les mères dont le second enfant est né après juillet 1994 afin de vérifier cette hypothèse (tableau 9.5, panel C). L'effet du sexe des deux aînés s'avère significatif avant la réforme seulement. Après la réforme, l'effet est non significatif¹¹⁷.

¹¹⁷ Dans le chapitre 6, nous avons étudié plus précisément pourquoi l'effet du sexe des aînés sur la participation des mères n'est significatif qu'avant la réforme. Le résultat principal de ce chapitre était qu'avoir plus de deux enfants réduisait la participation des mères avant la réforme seulement, c'est-à-dire lorsque les incitations financières à se retirer du marché du travail étaient exclusivement dirigées vers les mères de trois enfants ou

La question est alors de savoir si l'influence du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle décroît elle aussi après la réforme. Sur le sous-échantillon des mères dont les voisines ont eu leur second enfant avant la réforme, l'effet du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle est fortement significatif (tableau 9.5, panel D). Et cet effet est non significatif sur le sous-échantillon des mères dont l'ensemble des voisines a eu son second enfant après la réforme. Le sexe des aînés des voisines affecte donc significativement la participation d'une mère exactement dans la période où il affecte la participation des voisines elles-mêmes. Cela conforte l'idée selon laquelle l'impact du sexe des enfants des voisines sur la participation individuelle provient de son impact sur la participation des voisines.

9.4.2 Une évaluation des interactions sociales

Le changement de l'effet du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle d'une mère après la réforme suggère clairement que cette variable n'a d'influence que parce qu'elle affecte la participation des voisines au marché du travail. Sous cette hypothèse, il est possible de produire une estimation simple de l'effet de la participation des voisines sur la participation individuelle, en utilisant les variations entre voisinages de la proportion de familles dans lesquelles les aînés sont de même sexe. Selon la terminologie de Manski (1993), l'impact de la participation des autres mères au marché du travail sur la participation d'une mère au marché du travail correspond à « l'effet endogène ». Le tableau 9.6 présente trois ensembles de régressions : le premier est estimé sur l'échantillon complet des mères, avec comme instrument la proportion de voisines ayant des aînés de même sexe (panel A) ; le second est estimé avec le même instrument mais sur l'échantillon restreint de mères ayant des voisines dont le second enfant est né avant la réforme (panel B) ; le troisième est quant à lui estimé sur l'échantillon complet des mères, en utilisant comme instrument la proportion de voisines ayant des aînés de même sexe parmi celles ayant eu leur second enfant avant la réforme (panel C).

Les panels B et C utilisent la même source d'identification, à savoir l'interaction entre la réforme et le sexe des aînés des voisines. Si nos hypothèses d'identification sont correctes, ces spécifications devraient donner les mêmes résultats.

plus. L'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères est donc en partie indirect et provient des incitations financières de la politique familiale.

Tableau 9.6 – Mesure des interactions sociales en utilisant le sexe des aînés des voisines
comme instrument

Variable dépendante:		Participation au marché du travail			Trois enfants ou plus
	Première étape	Forme réduite	DMC (1)	DMC (2)	
PANEL A: échantillon complet					
Proportion Participation	-	-	0,781* (0,470)	0,860* (0,458)	-
Proportion Même sexe	-0,021*** (0,007)	-0,017** (0,009)	-	-	-0,004 (0,008)
3 Enfants ou plus	-	-	-	-0,346** (0,151)	-
N	31311	31311	31311	31311	31311
PANEL B: sous échantillon où certaines voisines n'ont pas pu percevoir l'APE de rang 2					
Proportion Participation	-	-	0,613** (0,311)	0,685** (0,307)	-
Proportion Même sexe	-0,034*** (0,008)	-0,021** (0,010)	-	-	0,004 (0,008)
3 Enfants ou plus	-	-	-	-0,413*** (0,144)	-
N	28013	28013	28013	28013	28013
PANEL C: échantillon complet					
Proportion Participation	-	-	0,585** (0,299)	0,600** (0,291)	-
Proportion Même sexe	-0,037*** (0,008)	-0,022** (0,010)	-	-	0,002 (0,010)
3 Enfants ou plus	-	-	-	-0,396*** (0,136)	-
N	31311	31311	31311	31311	31311

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles.

Les panels A et C comptent 31 311 observations et le panel B 28 013 observations.

Les autres explicatives sont une indicatrice qui vaut 1 si les aînés sont du même sexe, une indicatrice qui vaut 1 si la 2ème naissance est intervenue avant 1994, une variable d'interaction entre ces deux indicatrices, et une variable indicatrice qui vaut 1 si la mère a au moins le bac. Les régressions du panel C incluent aussi la proportion de voisines qui ont pu percevoir l'Allocation parentale d'éducation de rang 2 et la proportion de voisines qui à la fois ont pu percevoir l'Allocation parentale d'éducation de rang 2 et ont des aînés du même sexe.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

La première colonne du tableau 9.6 présente les résultats des régressions de première étape pour les trois spécifications. Les résultats confirment que les voisines ayant des aînés de

même sexe ont une probabilité de participer au marché du travail plus faible que les autres. Ils confirment également que cet effet n'est significatif que pour les voisines dont le second enfant est né avant la réforme de 1994. La seconde colonne donne les résultats des régressions en forme réduite, c'est-à-dire l'effet du sexe des aînés des voisines sur le comportement d'activité d'une mère. Les résultats confirment les analyses statistiques précédentes : une mère ayant des voisines dont les aînés sont du même sexe a une probabilité plus faible de participer au marché du travail. Les panels B et C indiquent que l'effet du sexe des aînés des voisines sur la participation individuelle est d'autant plus fort que le second enfant des voisines est né avant la réforme. Ces résultats sont cohérents avec notre hypothèse d'identification selon laquelle le sexe des aînés des voisines affecte la participation individuelle uniquement via son effet sur la participation des voisines.

La troisième colonne du tableau 9.6 donne les résultats des régressions par variable instrumentale. L'estimation de l'effet de la participation des voisines sur la participation individuelle ne varie pas significativement entre les spécifications, mais devient plus précise lorsqu'on utilise comme source d'identification la proportion de familles dans lesquelles les aînés sont de même sexe parmi les voisines ayant eu leur second enfant avant la réforme. Ces estimations suggèrent qu'un accroissement de 10 points du taux de participation des voisines génère une hausse positive et significative de la probabilité individuelle de participation d'environ 6 points.

La quatrième colonne du tableau 9.6 donne les résultats des régressions par variable instrumentale lorsqu'on ajoute aux variables de contrôle une variable de fécondité individuelle. Cette variable indicatrice vaut 1 si la mère a eu trois enfants ou plus, 0 sinon. Pour identifier l'effet de la fécondité individuelle sur la participation individuelle, le sexe des aînés de la mère est utilisé comme instrument. L'effet estimé des interactions sociales reste très proche de celui que l'on obtient lorsqu'on ne contrôle pas la fécondité individuelle¹¹⁸.

Les résultats de la dernière colonne du tableau 9.6 indiquent enfin que le sexe des aînés des voisines n'affecte pas la probabilité individuelle d'avoir plus de deux enfants. Ce résultat est cohérent avec les résultats du panel B du tableau 9.4 qui indiquent que le nombre moyen d'enfants d'une mère est exactement le même quelle que soit la proportion d'aînés de même sexe parmi ses voisines. Ce résultat suggère que la fécondité des voisines n'a, en tant que tel, pas d'effet sur la fécondité individuelle. Les interactions de voisinage que nous identifions produisent donc bien un effet sur les décisions individuelles de participation et non sur la décision d'avoir des enfants.

¹¹⁸ Nous avons également vérifié que nos résultats ne sont pas modifiés si l'on contrôle l'âge des enfants.

Le tableau 9.7 donne une comparaison entre les estimations par les moindres carrés ordinaires et les estimations par variable instrumentale lorsque la spécification du panel C est utilisée.

Tableau 9.7 – Comparaison entre les estimations par les MCO et les DMC suivant le nombre de voisines dans l'aire

Méthode d'estimation	Echantillon complet		Le nombre de voisines est supérieur à 4		Le nombre de voisines est supérieur à 8	
	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
Proportion Participation	0,17*** (0,01)	0,59** (0,30)	0,32*** (0,02)	0,75** (0,31)	0,52*** (0,03)	0,75 (0,83)
N	31311	31311	16492	16492	5301	5301

Degré de significativité : ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Sur l'échantillon complet, l'estimation par variable instrumentale est bien plus grande que l'estimation par les moindres carrés ordinaires (0,17). Ceci est étonnant puisque la localisation endogène des individus dans les voisinages conduit typiquement à biaiser le coefficient des moindres carrés ordinaires à la hausse¹¹⁹. Une explication possible est que l'aire de résidence d'une mère, que nous identifions avec l'enquête Emploi, n'inclut pas toutes les « vraies » voisines, c'est-à-dire toutes les autres mères du voisinage proche avec lesquelles elle interagit. Dans ce cas, le taux de participation des autres mères vivant dans la même aire donne une mesure du taux de participation des « vraies » voisines qui peut être affectée par une erreur de mesure. Il y a alors un biais d'atténuation sur les estimations par les moindres carrés ordinaires. Si l'on suppose que la variance de l'erreur de mesure diminue avec le nombre de voisines que l'on observe dans l'aire, le biais devrait également diminuer avec le nombre de voisines que l'on observe dans l'aire. Si cette hypothèse est correcte, la différence entre les moindres carrés ordinaires et les variables instrumentales devrait diminuer si l'on restreint l'échantillon aux voisinages dans lesquels le nombre de mères observées est plus grand. C'est exactement ce que l'on observe : l'estimation par les moindres carrés ordinaires est trois fois plus grande (0,52) lorsqu'on restreint l'échantillon aux voisinages comprenant au moins neuf

¹¹⁹ A partir d'une comparaison entre des estimations produites par des méthodes expérimentales et non expérimentales, Kling et al. (2007) ne trouvent pas que la localisation non aléatoire des ménages dans les différents voisinages entraîne un biais positif dans les estimations, comme cela devrait être le cas sous l'hypothèse que les individus ayant de « bonnes » caractéristiques inobservables réussissent et vivent dans les bons voisinages. Un résultat du même type est rapporté dans Goux et Maurin (2007) dans leur analyse des effets de voisinage sur la réussite scolaire.

voisines, alors que l'estimation par variable instrumentale reste stable (même si elle devient moins précise à mesure que le nombre d'observations diminue).

9.5 Une réévaluation à partir du trimestre de naissance

9.5.1 Revue de littérature

Cette section a pour objectif de comparer les résultats obtenus à partir de l'instrument '*même sexe*' aux résultats obtenus en utilisant un instrument alternatif : le trimestre de naissance des enfants. Plus précisément, cette stratégie repose sur le fait que les mères dont les enfants sont nés en fin d'année participent moins au marché du travail que les autres.

Cette relation entre le trimestre de naissance des enfants et la participation des mères au marché du travail a été mise en évidence par Gelbach (2002). Il montre que lorsque les enfants sont nés en début d'année, les possibilités de garde préscolaire sont accrues, tout comme la participation des mères au marché du travail. Nous trouvons le même type de relation en France : le taux d'activité des mères dont l'enfant est né en début d'année est plus élevé que celui des autres. Même si cette corrélation étonnante reste pour l'instant en partie inexpiquée, elle pourrait provenir au moins en partie de l'âge d'entrée à l'école¹²⁰. A partir de la littérature qui traite de l'impact pour un jeune enfant d'être né en début ou en fin d'année et des pratiques de scolarisation, plusieurs hypothèses peuvent être avancées. D'une part, des études françaises montrent qu'en primaire, les enfants nés en fin d'année réussissent moins bien à l'école que les autres. Cette moindre réussite pourrait inciter leurs mères à renoncer temporairement à leur activité professionnelle. D'autre part, les dérogations autorisées par le système français permettant d'entrer en avance en maternelle sont accordées en priorité aux enfants nés en début d'année qui commencent donc l'école plus tôt. Ceci constitue un mode de garde anticipé et gratuit pour la mère ce qui peut accélérer et faciliter son retour à l'emploi après la naissance d'un enfant.

¹²⁰ L'âge d'entrée à l'école diffère selon que l'enfant est né en début ou en fin d'année. D'une part, sans dérogations, l'enfant entre en maternelle en septembre l'année de ses trois ans. Ainsi, au moment de la rentrée scolaire, il aura trois ans et huit mois s'il est né en janvier, tandis qu'il aura seulement deux ans et neuf mois s'il est né en décembre. Si l'on ajoute les dérogations qui peuvent être accordées à certains enfants nés en début d'année afin qu'ils rentrent plus tôt en maternelle, l'écart d'âge entre les enfants les plus jeunes et les plus âgés en première année de maternelle peut excéder un an.

En moyenne, les enfants nés en fin d'année sont les plus jeunes et donc ceux pour lesquels l'adaptation à l'école est la plus difficile. Un certain nombre d'études ont établi un lien entre le trimestre de naissance d'un enfant et ses résultats scolaires.

Aux Etats-Unis, Angrist et Krueger (1991) ont montré que la saison de naissance affecte le niveau scolaire. Selon eux, cet effet proviendrait de la politique fixant l'âge de scolarisation et des lois de scolarisation obligatoire. Bound, Jaeger et Baker (1995) et Bound et Jaeger (1996) proposent d'autres explications à la corrélation entre trimestre de naissance et réussite scolaire : les aptitudes personnelles¹²¹, les problèmes de santé¹²², la personnalité, la concentration géographique et le revenu de la famille¹²³. Ces variables, corrélées au trimestre de naissance et à la réussite scolaire, pourraient expliquer pourquoi, lorsque l'enfant est né en fin d'année, il est moins probable que sa mère participe au marché du travail.

En France également, le lien entre trimestre de naissance et réussite scolaire des jeunes enfants est bien établi. A partir du panel d'élèves du premier degré recrutés en 1997, Caille et Rosenwald (2006) montrent que, toutes choses égales par ailleurs¹²⁴, les élèves nés au premier trimestre ont en moyenne 2,4 points de plus que ceux du second trimestre aux épreuves d'évaluation en début de CP. Ceux du troisième trimestre ont en moyenne 1,6 point de moins que ceux du second trimestre, et ceux du quatrième 3,9 points de moins. Ces résultats montrent que plus l'enfant est né tard dans l'année, plus il a des difficultés scolaires en début de CP. De même, une étude menée sur 40 000 élèves de l'académie de Poitiers par le recteur Ferrier (2003) montre qu'en maternelle et en primaire les écarts de réussite sont importants. Ainsi, à Poitiers, à l'évaluation nationale de CE2, en français, les élèves de début d'année obtiennent en moyenne 6,4 points de plus que ceux de la fin de l'année, et en mathématique cette différence est de 7,6 points. Toujours, dans l'Académie de Poitiers, le nombre d'enfants en retard d'une ou deux années en sixième est deux fois plus élevé parmi ceux nés en décembre que parmi ceux du mois de janvier. Cosnefroy, Florin et Guimard (2004) montrent également que « les élèves nés en début d'année civile obtiennent de meilleures performances scolaires que ceux nés en fin d'année et ont une probabilité plus élevée de suivre une scolarité sans redoubler ». Tous les travaux cités ci-dessus mettent en évidence le fait que ces

¹²¹ Voir par exemple Caroll, (1992), Mortimore et al. (1988), et Williams et al. (1970).

¹²² Voir par exemple Watson et al. (1984), O'Callaghan et al. (1991), Sham et al. (1992), Knoblock et Pasamanick (1958), Livingston et al. (1993).

¹²³ Voir par exemple Kestenbaum (1987).

¹²⁴ De nombreuses variables explicatives qui caractérisent l'élève sont intégrées dans leurs régressions : son sexe, son rang dans la fratrie, son année et trimestre de naissance, la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence, le diplôme du père et de la mère, l'activité de la mère, la taille de la famille, la structure parentale, l'âge d'entrée à la maternelle et le rapport des parents à l'immigration.

différences de résultats en fonction du trimestre de naissance diminuent au fil de la scolarité pour disparaître au collège.

L'explication donnée par ces études à la corrélation entre trimestre de naissance et réussite scolaire est liée aux écarts importants de développement psychologique qui existent entre deux jeunes enfants nés la même année, l'un en janvier l'autre en décembre (et qui ont donc presque un an d'écart). Ces écarts ne seraient pas suffisamment pris en compte par le système éducatif qui considère qu'un enfant qui entre en CP doit apprendre à lire qu'il ait à peine 6 ans ou presque 7. Cette explication est confortée par le fait qu'être né en début d'année (et avoir donc presque un an de plus que ceux de fin d'année) constitue un avantage relatif qui décroît à mesure que les enfants grandissent : avoir 7 ans plutôt que 6 est différent d'avoir 17 ans plutôt que 16.

Ces difficultés scolaires plus prégnantes pour les enfants nés en fin d'année sont ressenties par les mères. D'après les résultats du panel 1997, la proportion de mères qui pensent que leur enfant n'est pas doué pour l'école et la proportion de celles qui déclarent l'aider régulièrement pour les devoirs est significativement plus élevée lorsque l'enfant est né au dernier trimestre. Outre le lien entre le trimestre de naissance et la réussite scolaire des jeunes enfants, il apparaît également que les mères tâchent de pallier ces difficultés. La question qui se pose alors est de savoir, si l'effet du trimestre de naissance sur la réussite scolaire est suffisamment important pour expliquer que les mères d'enfants nés en fin d'année aient une probabilité d'activité plus faible que les mères d'enfants nés en début d'année.

Le système scolaire français comporte en outre des règles liées au trimestre de naissance des enfants qui peuvent affecter l'activité des mères. En France, la plupart des enfants entrent à la maternelle au mois de septembre de l'année de leurs trois ans. Néanmoins, 30% des enfants sont autorisés à entrer en maternelle un an plus tôt, soit l'année de leur deuxième anniversaire. Cette dérogation est accordée en priorité aux enfants qui ont effectivement deux ans au moment de la rentrée scolaire en septembre. De ce fait, une proportion importante d'enfants nés avant septembre en bénéficient (40%) alors que c'est le cas de peu d'enfants nés après septembre (18%). Ainsi, les mères d'enfants nés en début d'année peuvent bénéficier plus tôt et plus facilement que les autres d'un « mode de garde gratuit ». Ces dérogations pourraient accélérer et faciliter le retour à l'emploi des mères de jeunes enfants nés en début d'année¹²⁵.

¹²⁵ On pourrait toutefois penser que les enfants ayant un an d'avance risquent encore davantage que les enfants de fin d'année de souffrir d'un manque de maturité conduisant à des difficultés scolaires. Toutefois, Cosnefroy,

Les ménages ayant des enfants en bas âge doivent en effet souvent comparer les gains provenant de l'activité professionnelle de la mère et le coût de la garde des enfants pour arbitrer sur une éventuelle inactivité de la mère. Choné, Le Blanc et Robert-Bobée (2004) modélisent les décisions simultanées des mères de jeunes enfants en matière d'offre de travail et de recours à une garde payante, de manière à évaluer la sensibilité de ces choix aux coûts de la garde, aux salaires et aux montants des diverses aides publiques. Ils utilisent ensuite les données de l'enquête Emploi de 1998 pour simuler et mesurer les effets de différentes variantes de politiques économiques. Leurs évaluations suggèrent que le coût de la garde influe sur le recours à une garde payante, et sur la décision d'activité féminine : lorsque les frais de garde augmentent, parmi les mères qui cessent de recourir à une garde payante, 18% ne travaillaient pas avant la hausse, 55% ne changent pas leur durée de travail, 21% réduisent leur durée et 6% arrêtent de travailler.

Il apparaît que l'âge de première scolarisation a un effet sur la décision de participation des mères mais l'origine de cet effet reste incertaine. Deux explications principales semblent en particulier se dégager. La première est institutionnelle : le trimestre de naissance constitue un choc aléatoire affectant l'âge d'entrée à l'école et donc l'éventualité d'avoir accès à un mode de garde gratuit plus ou moins tôt ce qui pourrait favoriser l'activité des mères. La seconde est liée à la réussite scolaire : avant le collège, les enfants de fin d'année sont potentiellement moins matures et ont davantage de difficultés scolaires ce qui pourrait aussi affecter négativement l'offre de travail des mères qui pourraient alors être plus enclines à quitter leur emploi pour les aider.

A notre connaissance, aucune étude n'a réellement réussi à séparer les canaux potentiels par lesquels l'âge de première scolarisation affecte l'offre de travail des mères (entrée précoce en maternelle et / ou réussite scolaire). Il s'agit donc d'une piste de travail intéressante, mais qui dépasse l'objectif de ce chapitre.

Florin et Guimard (2004) montrent qu'avoir un an d'avance (selon l'année civile) affecte moins négativement les résultats aux évaluations nationales de CP que le trimestre de naissance. Ceci pourrait provenir du fait que les enfants ayant un an d'avance en maternelle ne le conservent en primaire que s'ils sont estimés assez matures. Les enfants ayant un an d'avance qui ne sont pas prêts à entrer en primaire peuvent rester un an de plus en maternelle, ce qui n'est pas le cas pour les autres. Par conséquent, un enfant qui arrive en CP alors qu'il n'est pas prêt a une probabilité plus grande d'être né en fin d'année que d'avoir un an d'avance.

9.5.2 Résultats

Notre étude sur l'échantillon des mères d'au moins deux enfants confirme que les mères dont le deuxième enfant est né au dernier trimestre participent significativement moins au marché du travail (tableau 9.8, panel A).

Tableau 9.8 – Participation au marché du travail en fonction du niveau d'éducation

PANEL A		Echantillon complet	Le diplôme de la mère est inférieur au bac	Le diplôme de la mère est au moins égal au bac
Sexe des deux aînés				
(a) Trimestre 4		0,584 (0,005)	0,522 (0,007)	0,737 (0,009)
(b) Trimestre 1-3		0,601 (0,003)	0,547 (0,004)	0,736 (0,005)
Différence (a)-(b)		-0,017*** (0,006)	-0,025*** (0,008)	0,001 (0,010)
N		31311	22275	9036
PANEL B		Echantillon complet	Certaines voisines ont un diplôme inférieur au bac	Toutes les voisines ont un diplôme au moins égal au bac
Sexe des deux aînés des voisines				
(c) Proportion Trimestre 4 > 0,4		0,588 (0,006)	0,582 (0,006)	0,649 (0,018)
(d) Proportion Trimestre 4 = 0		0,614 (0,005)	0,609 (0,005)	0,639 (0,012)
Différence (c)-(d)		-0,025*** (0,006)	-0,027*** (0,008)	0,010 (0,022)
N		31311	28852	2459

Degré de significativité : *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

La colonne 2 du panel A porte sur les mères ayant un diplôme inférieur au bac. Leur taux de participation est de 52,2% lorsque leur second enfant est né au 4^{ème} trimestre. La colonne 2 du panel B porte sur les mères dont certaines voisines ont un diplôme inférieur au bac. Leur taux de participation est de 60,9% lorsqu'elles n'ont aucune voisine dont le second enfant est né au 4^{ème} trimestre.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Cet écart de participation en fonction du trimestre de naissance du second enfant ne provient pas de différences de caractéristiques sociodémographiques des mères. Les mères dont le deuxième enfant est né au dernier trimestre ne sont ni plus diplômées, ni plus souvent étrangères que les autres (tableau 9.2, panel B). Elles n'ont pas non plus un plus grand nombre d'enfants. Si l'on régresse la participation des mères au marché du travail sur le trimestre de naissance, l'effet du trimestre de naissance du second enfant (environ 1,7 point) ne varie pas

si l'on ajoute des variables d'âge, de diplôme ou de nationalité¹²⁶ (annexe 9.1). Par construction, le trimestre de naissance du second enfant est le choc sur le trimestre de naissance le plus récent qui affecte toutes les mères ayant au moins deux enfants. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi de l'étudier. Nous avons vérifié que la corrélation entre le trimestre de naissance du premier enfant et la participation des mères est négligeable.

Les données de l'enquête Emploi ne révèlent aucune concentration résidentielle des familles dans lesquelles le second enfant est né au dernier trimestre : la distribution des familles dont le second enfant est né au dernier trimestre ne diffère pas d'une distribution aléatoire (tableau 9.9 et annexe 9.4). De plus, les caractéristiques moyennes des voisines ne varient pas selon que la mère ait eu son second enfant en début ou en fin d'année (annexe 9.5).

Tableau 9.9 – Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères dont le second enfant est né au quatrième trimestre

Nombre de mères dont le second enfant est né au 4 ^{ème} trimestre	Distribution observée de voisinage (P, en %)	Distribution aléatoire de voisinage (P ₀ , en %)	$n(P-P_0)^2/P_0$
0	37,53	37,44	0,01
1	36,83	36,88	0,01
2	17,06	16,85	0,20
3	5,36	5,52	0,35
4 et +	3,22	3,31	0,19
Statistique du Khi-2 (P-value)	-	-	0,75 (0,95)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : On observe 37,53% de voisinages dans lesquels aucune mère n'a eu son second enfant au 4^{ème} trimestre. On en aurait 37,44% si les familles ayant eu leur second enfant au 4^{ème} trimestre étaient distribuées aléatoirement entre les voisinages.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Compte tenu de ces éléments, les variations entre voisinages de la proportion de familles dans lesquelles le second enfant est né au dernier trimestre constitue une source alternative d'identification de l'influence des voisines. La participation d'une mère au marché du travail

¹²⁶ Une analyse plus fine montre que la différence de participation entre les mères dont le second enfant est né au dernier trimestre et les autres est de 2,5 points (écart-type = 0,9) lorsque l'enfant est à la maternelle. Cette différence est quasi identique lorsque le second enfant est à l'école primaire. Par contre, cette différence est négligeable pour les enfants d'âge préscolaire et est seulement d'un point (écart-type = 2,5) pour les enfants dans l'enseignement secondaire. Ces résultats confortent l'idée selon laquelle l'effet du trimestre de naissance sur la participation des mères reflète un effet de l'âge de scolarisation.

décroît-elle lorsque le second enfant de ses voisines est né en fin d'année ? Nous trouvons que la probabilité de participation d'une mère est plus faible de 2,5 points lorsqu'elle a des voisines dont le second enfant est né au dernier trimestre (tableau 9.8, panel B).

Nous retrouvons également le résultat selon lequel l'effet de l'instrument (ici le trimestre de naissance) sur la participation de la mère au marché du travail n'est significatif que pour les mères moins diplômées (2,5 points). L'effet est non significatif pour les mères plus diplômées. De la même manière que précédemment, nous avons comparé l'effet du trimestre de naissance du second enfant des voisines sur la participation individuelle selon le niveau de diplôme des voisines. Le trimestre de naissance du second enfant des voisines n'affecte la participation individuelle que lorsque certaines de ces voisines sont peu diplômées, c'est-à-dire lorsque le trimestre de naissance affecte la participation des voisines elles-mêmes (tableau 9.8, panel B).

Nous avons également comparé l'effet du trimestre de naissance avant et après la réforme de 1994. Comme dans le cas du sexe des deux aînés, nous trouvons que le trimestre de naissance du second enfant affecte l'activité des mères seulement avant la réforme¹²⁷, et c'est également seulement avant la réforme que le trimestre de naissance du second enfant des voisines affecte l'activité individuelle des mères.

Enfin, nous avons vérifié que la participation des pères et des femmes sans enfants n'est pas affectée par le trimestre de naissance du second enfant de leurs voisines (annexe 9.3). Encore une fois, ces résultats soutiennent l'hypothèse selon laquelle la décision de participation d'une mère est influencée par le trimestre de naissance du second enfant de ses voisines du fait d'interactions sociales et non d'effets corrélés de voisinage.

L'ensemble des résultats ci-dessus suggère que le trimestre de naissance du second enfant des voisines affecte la participation individuelle seulement parce qu'il affecte la participation des voisines elles-mêmes. Sous cette hypothèse, nous pouvons identifier l'impact de la participation des voisines sur la participation individuelle en utilisant le trimestre de naissance comme instrument. L'analyse économétrique avec ce nouvel instrument donne des résultats très proches de ceux obtenus avec le sexe des aînés. Le tableau 9.10 reporte les estimations résultant de l'utilisation conjointe des deux instruments pour identifier l'influence de la participation des voisines sur la participation individuelle. Nous utilisons la spécification du

¹²⁷ L'explication pourrait être la suivante. Avant la réforme, les mères de deux enfants n'ont pas droit à l'Allocation parentale d'éducation. Du coup, elles n'arrêteraient de travailler que lorsque cela s'avère nécessaire, par exemple si leur enfant a des problèmes d'adaptation scolaire, ce qui est plus probable lorsqu'il est né en fin d'année, ou qu'elles peuvent moins bénéficier de la maternelle à deux ans. Par contre après la réforme, lorsqu'elles peuvent bénéficier d'un congé parental rémunéré, le trimestre de naissance compterait moins dans leur décision, c'est davantage l'incitation financière (bien que faible) qui guiderait leur choix.

panel C du tableau 9.6. Les deux premières colonnes montrent que les deux instruments ont un effet très proche, non seulement sur la participation individuelle (forme réduite), mais également sur la participation des voisines (première étape). La troisième colonne correspond à la régression instrumentée correspondante. Les résultats sont similaires à ceux obtenus lorsque l'instrument *même sexe* est utilisé seul (colonne 4) et à ceux obtenus lorsque l'instrument *trimestre de naissance* est utilisé seul (colonne 5 et 6). Les tests standard de suridentification ne conduisent pas à rejeter la validité interne de notre approche.

Tableau 9.10 – Comparaison entre les deux instruments : '*même sexe*' (Z_1) et '*trimestre de naissance*' (Z_2)

Variable dépendante:	Participation au marché du travail					
	Première étape	Forme réduite	DMC (Z_1 et Z_2)	DMC (Z_1)	DMC (Z_2)	DMC (Z_2)
Proportion Participation	-	-	0,68*** (0,25)	0,59** (0,30)	0,91** (0,44)	0,93** (0,43)
Proportion Même sexe	-0,036*** (0,008)	-0,020** (0,010)	-	-	-	-
Proportion Trimestre 4	-0,032*** (0,010)	-0,029** (0,012)	-	-	-	-
3 Enfants ou plus	-	-	-	-	-	-0,28* (0,18)
Test de suridentification Statistique de Sargan (P-value)	-	-	0,47 (0,49)	-	-	-
N	31311	31311	31311	31311	31311	31311

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles (au niveau de l'aire).

La spécification retenue et les variables de contrôle sont identiques à celles du tableau 6, panel C. Dans les régressions où l'on utilise la proportion de voisines dont le second enfant est né au quatrième trimestre (Z_2) comme variable instrumentale, les variables de contrôle suivantes ont été ajoutées : l'âge de la mère, une indicatrice qui vaut 1 si le deuxième enfant est né au quatrième trimestre, une variable d'interaction entre cette indicatrice et une indicatrice qui vaut 1 si la 2ème naissance est intervenue après 1994, et la proportion de voisines dont le deuxième enfant est né après la réforme et au quatrième trimestre.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

9.6 Analyse exploratoire des interactions sociales à partir de la différence d'âge entre les deux aînés

Dans chaque famille, la différence d'âge entre les deux aînés (D) peut être interprétée comme une combinaison D^*+z d'une différence d'âge désirée D^* par les parents¹²⁸, et d'un aléa de fécondité z qu'ils ne contrôlent pas. Les études démographiques suggèrent qu'une femme âgée de 25 à 30 ans ayant arrêté toute méthode de contraception a une probabilité mensuelle de tomber enceinte de 0,25 (Cazelli et al., 2002). Autrement dit, un choc de fécondité de zéro à deux mois intervient avec une probabilité d'environ 65% ; un choc de 3 à 5 mois avec une probabilité d'environ 25%, et un choc de 6 à 8 mois avec une probabilité d'environ 10% (Gnoth et al., 2003)¹²⁹.

Si z était observé, nous pourrions utiliser la même stratégie que précédemment pour identifier les interactions sociales. L'idée serait alors d'analyser le lien entre la participation au marché du travail d'une mère et les chocs de fécondité ayant affecté l'arrivée du second enfant dans les familles voisines et donc la participation des voisines au marché du travail. En réalité, nous n'observons pas z , mais seulement D , qui est en partie choisie par les parents et ne peut donc être interprétée comme un choc exogène affectant aléatoirement la participation des mères au marché du travail. En effet, la différence d'âge observée D dépend directement de la différence d'âge souhaitée par les parents D^* . Ce choix de la différence d'âge est potentiellement déterminé par les mêmes caractéristiques inobservables qui déterminent la participation des mères au marché du travail¹³⁰. De plus, ces variables inobservables sont susceptibles d'influencer le choix du voisinage. Dans ce cas, la variation de taux d'activité des mères conditionnellement à la différence d'âge moyenne entre les aînés de ses voisines ne reflète pas nécessairement l'effet des interactions sociales sur la participation individuelle.

Pour résoudre cette difficulté, nous utilisons les discontinuités que nous observons dans la relation entre la participation d'une mère et la différence d'âge de ses deux aînés. L'idée est que ces discontinuités reflètent vraisemblablement l'effet des chocs de fécondité aléatoire et

¹²⁸ Cette différence d'âge désirée par les parents peut être définie comme l'âge de l'aîné au moment où la mère arrête la contraception pour avoir un second enfant.

¹²⁹ Dans la suite, nous considérons les différences d'âge en trimestres afin de disposer d'un nombre d'observations suffisant pour chaque modalité.

¹³⁰ S'il est plus facile pour une femme de travailler lorsque la différence d'âge entre les deux aînés est plus grande, les femmes ayant une forte préférence pour le marché du travail choisiront justement un D^* élevé. Dans ce cas, la corrélation entre la participation des mères et la différence d'âge entre leurs aînés résulte à la fois d'un effet de sélection endogène et de l'effet causal de la différence d'âge sur la participation que nous cherchons à identifier.

représentent une source d'identification alternative intéressante de l'effet des interactions sociales (annexe 9.6).

9.6.1 Discontinuités dans la participation des mères

La dernière colonne du tableau 9.11 met en évidence que la participation d'une mère au marché du travail varie selon que la différence d'âge observée entre ses deux aînés est inférieure ou supérieure à six trimestres (un an et demi). La participation d'une mère au marché du travail s'accroît significativement avec la différence d'âge entre ses deux aînés, passant de 45,5% pour une différence d'un an à 61,5% pour une différence de trois ans. Cet accroissement de l'activité des mères est fortement discontinu, la majeure partie étant observée entre six et sept trimestres (+6,5 points). La hausse de l'activité des mères observées lorsque la différence d'âge entre leurs aînés passe de six à sept trimestres est trois fois plus grande que celle que l'on observe en moyenne lorsqu'elle passe de quatre à six trimestres, et six fois plus grande que celle que l'on observe en moyenne lorsqu'elle passe de sept à neuf trimestres.

Tableau 9.11 – Probabilité d'activité des mères conditionnellement à la différence d'âge entre les deux aînés

Différence d'âge entre les deux aînés (en trimestres)	Nombre d'observations	Pourcentage de mères telles que $D = k$	Pourcentage de mères actives
4	1055	3,4	45,7
5	1400	4,5	46,9
6	1798	5,7	49,9
7	2150	6,9	56,3
8	2165	6,9	56,2
9	2265	7,2	58,5
10	2412	7,7	61,7
11	2329	7,4	61,5
<i>N</i>	31311	31311	31311

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Deux interprétations peuvent expliquer la discontinuité observée entre $D = 6$ et $D = 7$. La première est qu'une différence d'âge strictement supérieure à six trimestres a un effet causal significatif sur la participation des mères lorsque les préférences des parents sur la différence d'âge (D^*) restent constantes. Cet effet est identifiable car, parmi les familles ayant une préférence pour $D^* = 6$, certaines subissent un choc de fécondité alors que d'autres non. Du coup, à préférences constantes ($D^* = 6$), dans certaines familles, la différence d'âge sera celle souhaitée ($D = 6$), alors que dans d'autres, elle sera supérieure ($D > 6$). Dans ce contexte, les différences de participation des mères observées en fonction de la différence d'âge entre les deux aînés (supérieure ou non à six trimestres) reflètent l'effet du choc exogène de fécondité sur la participation.

La seconde interprétation est qu'il existe une corrélation significative entre la différence d'âge choisie (D^*) et la propension de participation des mères. Supposons que les mères ayant une propension à travailler élevée choisissent $D^* > 6$ alors que les mères ayant une propension plus faible à travailler choisissent $D^* < 7$. Dans ce cas, on observerait une chute de la participation des mères après $D = 6$ même si, en tant que tel, la différence d'âge entre les deux aînés n'a pas d'effet sur la participation. Toutefois, une telle discontinuité entraînerait également un saut du taux de participation des mères pour $D = 7$ et $D = 8$, ce que nous n'observons pas. En effet, du fait des chocs de fécondité, une partie des mères ayant une préférence pour $D^* < 7$ auront leur deuxième enfant plus de six trimestres après le premier. Par exemple, parmi les familles ayant $D = 7$, il y a une proportion significative de familles ayant une préférence pour $D^* = 6$. Du coup, les conséquences de ces différentes préférences sur la participation des mères devraient non pas être concentrées entre les trimestres six et sept, mais réparties sur le septième trimestre et les suivants. Dans la mesure où nous n'observons pas d'écart significatif d'activité des mères entre $D = 7$ et $D = 8$, il est improbable que la différence de participation observée entre $D = 6$ et $D = 7$ provienne exclusivement d'une différence entre $D^* = 6$ et $D^* = 7$, c'est-à-dire de l'existence de deux groupes distincts de familles ayant des préférences différentes concernant la participation des mères au marché du travail.

9.6.2 Evaluation des interactions sociales à partir de régressions avec discontinuité

Si l'on suppose que le saut de participation spécifique observé entre le sixième et le septième trimestre vient d'un effet causal de la différence d'âge entre les deux aînés sur la

participation des mères au marché du travail (et non d'un effet de sélection), on peut se demander si la participation au marché du travail d'une mère varie lorsque la proportion de familles dans lesquelles les aînés ont une différence d'âge supérieure à six trimestres s'accroît dans son voisinage. Les résultats de l'annexe 9.7 indiquent, qu'en effet, la participation d'une mère au marché du travail s'accroît significativement (10 points) si les familles voisines sont caractérisées par une différence d'âge de sept trimestres plutôt que six. En revanche, nous n'observons aucune variation significative de la participation individuelle lorsque varie la proportion de voisines ayant une différence d'âge entre leurs aînés de quatre, cinq ou six trimestres. De même, nous n'observons aucune variation significative lorsque la proportion de voisines ayant une différence d'âge entre leurs aînés de sept, huit ou neuf trimestres varie. En d'autres termes, la participation d'une mère au marché du travail et celle de ses voisines varient de la même manière discontinue en fonction de la différence d'âge entre les aînés des voisines. Sous l'hypothèse que les familles dans lesquelles les aînés ont six (respectivement sept) trimestres de différence sont réparties aléatoirement entre les voisinages, nous pouvons réévaluer l'effet des interactions de voisinage en utilisant la proportion de familles dans lesquelles les aînés ont une différence d'âge strictement supérieure à six trimestres comme instrument. La dernière colonne du tableau 9.12 donne les résultats de cette évaluation. L'effet des interactions sociales est estimé à 0,5, ce qui est très proche des résultats obtenus précédemment.

Tableau 9.12 – Evaluation des interactions sociales à partir d’une régression avec discontinuité

Variable dépendante:	Participation au marché du travail		
	Première étape	Forme réduite	DMC
Caractéristiques des voisines			
% Participation	-	-	0,50*** (0,09)
% Différence d'âge > 6	0,15*** (0,01)	0,075*** (0,013)	-
Différence d'âge moyenne	0,0009*** (0,0001)	0,0002 (0,0002)	-0,0003 (0,0003)
Caractéristiques individuelles			
Différence d'âge > 6	0,028*** (0,005)	0,106*** (0,008)	0,092*** (0,009)
Différence d'âge	0,0001 (0,0001)	0,0009*** (0,0001)	0,0009*** (0,0001)
R^2	0,02	0,01	0,01
N	31311	31311	31311

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. La variable dépendante de la régression de première étape est la proportion de voisines qui participent au marché du travail. La variable dépendante des autres régressions est la participation individuelle au marché du travail (indicatrice qui vaut 1 si la mère participe, 0 sinon).

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

9.7 Synthèse

La décision d’une mère de participer au marché du travail est corrélée avec la décision des autres mères habitant dans le même voisinage proche. Les résultats de ce chapitre indiquent qu’au-delà d’une simple corrélation, il existe une relation causale entre la décision d’activité d’une mère et celle de ses voisines. Notre stratégie d’identification repose sur l’utilisation de variables instrumentales. Le sexe des aînés d’une mère impacte significativement sa décision de participer au marché du travail. La participation d’une mère est également influencée par le sexe des aînés de ses voisines. Néanmoins, le sexe des aînés n’a pas d’effet perceptible sur le choix de localisation résidentielle de la famille. Nous utilisons donc le sexe des aînés des voisines comme instrument pour identifier l’effet de la participation des voisines sur la participation individuelle. L’estimation par variable instrumentale suggère une influence causale significative de la participation des voisines sur la participation individuelle, même si la taille précise de cet effet est difficile à mesurer.

Nous comparons ces résultats avec ceux obtenus en utilisant le trimestre de naissance du second enfant comme variable instrumentale. Les mères dont le second enfant est né au dernier trimestre participent moins au marché du travail que les autres. Les estimations produites en utilisant la proportion de voisines dont le second enfant est né au dernier trimestre comme instrument sont très proches de celles produites avec le sexe des aînés. En revanche, nos instruments n'ont aucun effet sur la participation des pères et des femmes sans enfants, ce qui conforte l'hypothèse selon laquelle la décision de participation d'une mère est influencée par le sexe (ou le trimestre de naissance) des enfants de ses voisines du fait d'interactions sociales seulement et non d'effets corrélés de voisinage.

L'influence des interactions sociales sur la décision de participation d'une mère est également identifiée à partir de régressions par discontinuité. En tirant parti du fait que lorsque la différence d'âge entre les deux aînés passe de 18-21 mois à 21-24 mois, la participation d'une mère chute brutalement, nous montrons que l'activité d'une mère est affectée par la proportion de ses voisines dont les aînés ont plus de 21 mois d'écart. Ce résultat confirme le rôle des effets de voisinage dans les décisions individuelles de participation des mères.

Chapitre 10

Conclusion générale

L'objet principal de cette thèse a été d'étudier la nature du lien entre nombre d'enfants et activité professionnelle des mères et la façon dont le contexte institutionnel est susceptible de modifier ce lien. Un deuxième objectif de cette recherche a été d'évaluer les interactions sociales de voisinage, c'est-à-dire l'impact de la participation des voisines au marché du travail sur la participation individuelle.

Après avoir rappelé les principaux résultats originaux présentés, nous discutons les limites de ces travaux et les perspectives de recherches qui pourraient être envisagées pour un approfondissement ultérieur.

10.1 Principaux résultats

Dans la première partie de cette thèse, nous avons proposé une estimation de l'impact du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères (chapitre 4) à partir de la méthode par variable instrumentale. Deux sources de variation exogène de la fécondité ont été utilisées : le sexe des deux aînés (Angrist et Evans, 1998) et les naissances gémellaires de rang deux (Rosenzweig et Wolpin, 1980). Nos résultats indiquent que lorsque le nombre d'enfants augmente de deux à plus de deux, la participation des mères au marché du travail est réduite d'environ 20 points. Cela suggère d'une part que les estimations par les moindres carrés ordinaires sont biaisées à la hausse (34 points), et d'autre part que l'effet causal d'avoir plus de deux enfants est plus important en France qu'aux Etats-Unis (10 points). Pour les mères en emploi, avoir plus de deux enfants entraîne une diminution significative du nombre d'heures travaillées par semaine (environ 2 heures), mais cela n'accroît que légèrement la

probabilité de travailler à temps partiel et n'a pas d'effet sur le salaire. Les résultats de ce chapitre montrent également que l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères ayant au maximum le baccalauréat.

La deuxième partie de cette thèse a visé à étudier si cet impact négatif du passage de deux à plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères varie avec le contexte institutionnel. En utilisant l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants en 1994 (chapitre 6), nous estimons l'impact du passage de un à deux et de deux à trois enfants, avant et après la réforme. Cette étude met en évidence que l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères est très lié aux conditions d'éligibilité au dispositif. Lorsque l'Allocation parentale d'éducation est destinée aux parents ayant au moins trois enfants (avant la réforme), le passage de deux à trois enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail. Lorsque les mères de deux enfants sont éligibles (après la réforme), l'effet négatif d'avoir un deuxième enfant sur la participation des mères au marché du travail est accru, tandis qu'avoir plus de deux enfants n'a plus d'effet négatif sur la probabilité d'activité des mères. Au total, lorsque la population éligible à l'Allocation parentale d'éducation s'agrandit, l'impact négatif du nombre d'enfants sur la participation des mères au marché du travail se reporte sur la population nouvellement éligible.

Le chapitre 7 porte sur un autre type de dispositif susceptible d'affecter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle et donc le lien négatif entre nombre d'enfants et participation des mères au marché du travail : l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans. L'hétérogénéité géographique du taux de scolarisation à deux ans en maternelle offre l'opportunité d'évaluer l'effet d'un accroissement de l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans sur l'activité des mères. Dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est faible, avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur l'offre de travail des mères. Au contraire, dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est élevé, avoir plus de deux enfants a un effet non significatif sur l'offre de travail des mères. Cela suggère qu'accroître l'offre de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans peut faciliter le cumul des responsabilités familiales avec des responsabilités professionnelles.

D'une manière générale, lorsque le nombre d'enfants s'accroît, les mères arbitrent entre travailler moins (ou pas du tout) pour s'occuper de leurs enfants et travailler (ou travailler plus) pour accroître le revenu du ménage. La décision d'offre de travail qu'elles prennent

dépend du goût individuel qu'elles ont pour le travail et le temps passé dans l'éducation de leurs enfants, mais également du coût d'opportunité que peut représenter une réduction ou une cessation d'activité. L'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères varie en fonction des perspectives qu'elles ont sur le marché du travail, et donc en fonction de leurs caractéristiques individuelles (niveau de diplôme, âge des enfants), mais également en fonction des possibilités offertes par le contexte institutionnel (congé parental rémunéré, disponibilité et coût de la garde d'enfants).

La troisième partie est une étude empirique de l'effet des interactions sociales sur la participation des mères au marché du travail. Le sexe des deux aînés est utilisé comme instrument pour identifier l'impact de la décision de participation des proches voisines sur celle des mères. Le sexe des deux aînés des voisines affecte leur décision de participation au marché du travail. En revanche, il n'a pas d'effet sur le choix de localisation des ménages dans un voisinage particulier. La proportion de voisines ayant des aînés de même sexe peut donc s'interpréter comme un choc aléatoire qui affecte la participation individuelle par son effet sur la participation des voisines. Quel que soit le sexe de ses propres enfants, la probabilité d'activité d'une mère est d'autant plus élevée que les autres mères de son voisinage immédiat ont des aînés de sexe différent. En conséquence, la participation des voisines au marché du travail a un effet positif et significatif sur la participation individuelle d'une mère, même si l'ampleur précise de cet effet est difficile à évaluer. L'utilisation d'autres instruments (trimestre de naissance du second enfant, différence d'âge entre les deux aînés) confirment ce résultat.

10.2 Limites et perspectives

La première limite des études menées dans cette thèse est inhérente à la méthode des variables instrumentales. Cette stratégie d'identification permet d'identifier un effet causal, mais uniquement de manière locale. Dans l'étude de l'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères, les instruments utilisés (sexe des deux aînés et naissances gémellaires) permettent d'identifier l'impact du passage de un à deux et de deux à trois enfants. Généraliser ces résultats au-delà impliquent que l'on suppose une relation linéaire entre le nombre d'enfants et l'offre de travail des mères : chaque enfant supplémentaire baisse d'autant l'activité des mères. Ceci semble être contredit par les résultats du chapitre 6, selon

lesquels, l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères diffère selon le nombre d'enfants. Même s'ils sont plus rares, l'effet du passage de trois à quatre enfants, de quatre à cinq...reste donc à explorer.

Dans l'étude sur l'effet des interactions sociales, le champ de l'étude est restreint aux mères qui ont au moins deux enfants. La diversité des instruments utilisés permet d'être assez confiant sur la robustesse des résultats obtenus sur ce champ. Par contre, la généralisation de ces résultats aux mères d'un enfant ou aux femmes sans enfant est plus compliquée. Premièrement, pour mesurer l'influence de la participation des voisines ayant un enfant, une piste pourrait être d'utiliser le trimestre de naissance du premier enfant comme choc exogène sur la participation individuelle. Deuxièmement, les résultats du chapitre 9 suggèrent que la décision de participation des femmes sans enfant n'est pas influencée par celle de leurs voisines ayant deux enfants. On peut alors se demander si elle l'est par la décision de participation de leurs voisines sans enfant. Une telle étude nécessiterait d'identifier un choc exogène affectant aléatoirement la participation des voisines sans enfant qui n'aurait pas d'effet direct sur la participation individuelle.

La généralisation de nos résultats est aussi limitée par le fait que les études économétriques réalisées portent sur la France à un moment donné. D'un pays à l'autre, ou d'une période à l'autre, les caractéristiques individuelles évoluent et le contexte institutionnel change, ce qui peut altérer les résultats présentés ici.

En particulier, la même stratégie d'identification de l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères a été utilisée dans différents pays (chapitre 3), et les résultats obtenus diffèrent. Les résultats des chapitres 6 et 7 montrent comment, en France, le contexte institutionnel peut modifier l'effet causal du nombre d'enfants sur la participation des mères au marché du travail. Ces résultats sont conditionnels à l'ensemble des autres caractéristiques de la population française et des autres dispositifs de politique publique. L'effet du congé parental rémunéré différerait probablement si, par exemple, l'offre de garde pour les jeunes enfants était différente. Des comparaisons internationales pourraient permettre d'une part d'identifier comment le cadre institutionnel affecte le lien entre nombre d'enfants et activité des mères dans différents pays et d'autre part d'expliquer les différences observées entre pays. Cela supposerait de disposer de données comparables pour différents pays et d'étudier très précisément les différents cadres institutionnels.

L'étude menée dans le chapitre 6 permet d'évaluer comment l'impact du nombre d'enfants sur la participation des mères au marché du travail varie lorsque la population éligible à l'Allocation parentale d'éducation change. Cet impact pourrait également être influencé par des modifications de la durée ou du montant de l'allocation. Depuis le 1^{er} juillet 2006, les parents de trois enfants et plus peuvent opter pour un congé parental rémunéré restreint à un an maximum avec un niveau d'indemnisation supérieur (750 euros). Cette réforme peut permettre d'étudier si une hausse du montant de l'allocation et une diminution de sa durée entraînent une variation de la population des bénéficiaires, et en particulier si ce dispositif a attiré davantage de femmes diplômées et d'hommes. Dans le cas où la population des bénéficiaires est restée identique, il serait possible d'évaluer si, lorsque les bénéficiaires peuvent opter pour un congé plus court, l'impact du nombre d'enfants sur l'activité des mères varie.

La méthode des variables instrumentales nécessite de disposer de bases de données contenant un grand nombre d'observations. L'utilisation de l'enquête Emploi montre ses limites dès lors que le champ de l'étude se restreint. En particulier, dans le chapitre 7, où le champ est restreint aux mères ayant au moins deux enfants et dont le benjamin a deux ans, le nombre d'observations devient insuffisant pour identifier précisément l'ampleur de l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères conditionnellement au taux de scolarisation en maternelle à deux ans dans le département de résidence. Le recensement de la population de 1999, disponible au 20^{ème}, ne permet pas d'obtenir des estimations plus précises que l'empilement des enquêtes Emploi de 1990 à 2002. Une perspective de recherche repose sur l'utilisation des recensements annuels de 2004 à 2008.

Les chapitres 6 et 7 ont donné quelques éléments sur la façon dont les politiques publiques peuvent faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle en réduisant l'impact négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères. Toutefois, les politiques publiques ne peuvent pas résorber à elles seules les conséquences négatives de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail. Les politiques d'entreprise peuvent également contribuer à faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle en offrant à ses salariés des conditions de travail compatibles avec une vie familiale. Cela peut être bénéfique pour l'entreprise en attirant et en fidélisant des talents féminins. Pour cela, il faudrait disposer de données d'entreprise sur les politiques mises en œuvre en faveur de la conciliation entre

vie familiale et vie professionnelle. Ces données n'existant pas à ma connaissance, l'effet des politiques privées pourrait être abordé sous l'angle théorique, et estimé par microsimulations.

Le chapitre 9 a montré que les interactions sociales au sein du voisinage affectent les décisions de participation des mères au marché du travail. Une piste de recherche encore inexplorée dans ce contexte, mais étudiée dans d'autres domaines, est celle de la non linéarité de l'effet des interactions sociales : comment évolue l'effet des interactions sociales lorsque la proportion de « contacts » actifs augmente ?

Par ailleurs, ce chapitre utilise le fait que lorsque le nombre de mois d'écart entre les deux aînés passe d'un peu moins de 21 mois à un peu plus de 21 mois, la probabilité des mères de participer au marché du travail s'accroît brutalement. Une analyse plus fine des raisons pour lesquelles on observe une telle discontinuité du taux d'activité à cet endroit mériterait d'être menée.

Malgré les nombreuses questions qui demeurent, nous espérons que cette thèse aura contribué à mettre en évidence certains des obstacles à l'activité féminine.

Annexes

Annexe 3.1 : Estimateur de Wald (théorique)

$\hat{\beta}_{VI} = (Z'X)^{-1}Z'Y$ avec :

$$X = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \cdot & 1 \\ x_n & 1 \end{pmatrix}, Z = \begin{pmatrix} z_1 & 1 \\ \cdot & 1 \\ z_n & 1 \end{pmatrix} \text{ et } Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \cdot \\ y_n \end{pmatrix}.$$

$$Z'X = \begin{pmatrix} z_1 & \cdot & z_n \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \cdot & 1 \\ x_n & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum (x_i / z_i = 1) & \sum (z_i / z_i = 1) \\ \sum x_i & n \end{pmatrix}$$

$$(Z'X)^{-1} = \frac{1}{n \sum (x_i / z_i = 1) - \sum (z_i / z_i = 1) \sum x_i} \begin{pmatrix} n & -\sum (z_i / z_i = 1) \\ -\sum x_i & \sum (x_i / z_i = 1) \end{pmatrix}$$

$$\text{Or, } \bar{x}_1 = \frac{\sum (x_i / z_i = 1)}{\sum (z_i / z_i = 1)}, \text{ et } \bar{x}_0 = \frac{\sum (x_i / z_i = 0)}{\sum (z_i / z_i = 0)} = \frac{\sum x_i - \sum (x_i / z_i = 1)}{n - \sum (z_i / z_i = 1)}$$

donc en divisant la matrice par $\sum (z_i / z_i = 1)$, on trouve :

$$(Z'X)^{-1} = \frac{1}{n\bar{x}_1 - \sum x_i} \begin{pmatrix} n / \sum (z_i / z_i = 1) & -1 \\ -\sum x_i / \sum (z_i / z_i = 1) & \bar{x}_1 \end{pmatrix}$$

$$(Z'Y) = \begin{pmatrix} z_1 & \cdot & z_n \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ \cdot \\ y_n \end{pmatrix} = \frac{\sum (y_i / z_i = 1)}{\sum y_i} = \begin{pmatrix} \bar{y}_1 \sum (z_i / z_i = 1) \\ \sum y_i \end{pmatrix}$$

$$\text{Donc, } (Z'X)^{-1}Z'Y = \frac{1}{n\bar{x}_1 - \sum x_i} \begin{pmatrix} n\bar{y}_1 - \sum y_i \\ -\bar{y}_1 \sum x_i + \bar{x}_1 \sum y_i \end{pmatrix}$$

On ne s'intéresse qu'au 1^{er} élément (le 2^{ème} correspond à la constante). D'après l'expression de \bar{x}_0 ci-dessus, on a : $\bar{x}_0(n - \sum (z_i / z_i = 1)) + \sum (x_i / z_i = 1) = \sum x_i$.

En remplaçant $\sum x_i$ et $\sum y_i$ dans la 1^{ère} composante de $(Z'X)^{-1}Z'Y$, on obtient :

$$\hat{\beta}_{VI} = \frac{n\bar{y}_1 - \sum y_i}{n\bar{x}_1 - \sum x_i} = \frac{n\bar{y}_1 - \bar{y}_0(n - \sum (z_i / z_i = 1)) - \sum (y_i / z_i = 1)}{n\bar{x}_1 - \bar{x}_0(n - \sum (z_i / z_i = 1)) - \sum (x_i / z_i = 1)}$$

$$\hat{\beta}_{VI} = \frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_0)(n - \sum (z_i / z_i = 1))}{(\bar{x}_1 - \bar{x}_0)(n - \sum (z_i / z_i = 1))} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}$$

Annexe 4.1 : L'effet de la fécondité sur l'offre de travail, un modèle théorique

Qu'est-ce que l'impact causal de la fécondité sur l'activité des mères ? Quel est le paramètre estimé par variable instrumentale lorsque le sexe des deux aînés ou les naissances gémellaires de rang deux sont utilisés comme instrument ?

Afin d'étudier comment ces chocs exogènes affectant la fécondité sont susceptibles d'altérer l'offre de travail des mères, nous reprenons le modèle d'Angrist et Evans (1996). Le modèle qu'ils proposent combine des éléments du modèle de « quantité - qualité » de Becker et Lewis (1973) et Becker et Tomes (1976) avec des éléments du modèle de production domestique de Gronau (1977).

La famille est considérée comme une unité économique. Afin d'étudier l'impact du sexe des aînés et des naissances gémellaires de rang deux, les auteurs se placent dans le cas où les parents ont déjà eu des enfants (n_x) et où ils peuvent décider d'en avoir un de plus (n_c).

Ils supposent la fonction d'utilité suivante :

$$u_l(l_1, l_2) + \beta \ln((1 - \theta) n_x + n_c - \gamma) + u_q(nq)$$

L'utilité de la famille croît avec les temps respectifs de loisir du père (l_1) et de la mère (l_2) et le nombre total d'enfants ($n = n_x + n_c$). β et γ sont les paramètres positifs d'une fonction d'utilité Stone-Geary et θ est compris entre 0 et 1.

Le bien q représente ce que Becker et Lewis (1973) appellent la « qualité » des enfants. L'interaction entre n et q capture l'idée que l'utilité des parents ne dépend pas simplement du nombre d'enfants mais également des contributions financière et temporelle que les parents doivent consentir pour élever leurs enfants. Cela permet d'introduire une restriction sur les préférences des parents pour les enfants : certes, avoir un plus grand nombre d'enfants accroît leur utilité, mais dans la mesure où cela implique des coûts monétaire et temporel, cet accroissement d'utilité diminue à mesure que le nombre d'enfants augmente. La fonction $u_q(nq)$ est donc croissante et concave.

Le temps des parents (T) est alloué entre le marché du travail ($h_{mj} ; j = 1, 2$), le soin aux enfants, c'est-à-dire la production domestique de q ($h_{hj} ; j = 1, 2$) et le loisir (l_1, l_2).

La fonction de production de q s'écrit :

$$q = f_1(h_{h1})/n^{\alpha_1} + f_2(h_{h2})/n^{\alpha_2} + q_m ; 0 < \alpha_1 \leq 1, 0 < \alpha_2 \leq 1$$

Les deux premiers termes donnent la contribution respective du père et de la mère à l'éducation des enfants (par enfant). Les fonctions f_1 et f_2 permettent de convertir cette

contribution temporelle en contribution monétaire. Si $\alpha_1=1$ et $\alpha_2=1$, la contribution des parents est proportionnelle au nombre d'enfants. Si $\alpha_1<1$ et $\alpha_2<1$, il existe des économies d'échelles dans l'éducation des enfants, c'est-à-dire que lorsque le nombre d'enfants augmente d'une unité, l'investissement des parents s'accroît de moins d'une unité. Les fonctions de production f_1 et f_2 sont croissantes et concaves : plus les parents investissent du temps dans l'éducation de leurs enfants, plus la production domestique augmente, mais de moins en moins.

Le troisième terme q_m correspond à la quantité de garde d'enfants que les parents achètent pour chaque enfant sur le marché. Chaque unité de garde est achetée au prix p_q .

La contrainte budgétaire s'écrit :

$$p_n n + p_q n q_m = w_1 (T - h_{h1} - l_1) + w_2 (T - h_{h2} - l_2) + y$$

où y est un revenu exogène et p_n un coût fixe par enfant.

Deux sources de variation exogène du nombre d'enfants peuvent modifier l'arbitrage offre de travail / loisirs / soins aux enfants. Le nombre d'enfants est la somme de n_x , un nombre exogène (ou prédéterminé) d'enfants, et n_c qui est choisi par les parents.

- Les naissances gémellaires sont représentées par un choc sur n_x .
- Le fait que les parents préfèrent avoir des enfants de sexe différent est représenté par le paramètre θ dans la fonction d'utilité, qui intervient comme un taux d'escompte lorsque les enfants sont de même sexe. Lorsque les parents ont des enfants de même sexe, ils peuvent décider de faire un enfant supplémentaire pour compenser $(1 - \theta) n_x$.

La famille maximise sa fonction d'utilité sous sa fonction de production et sa contrainte budgétaire afin de déterminer le nombre d'enfants n_c , le partage de son temps entre travail, loisirs (l_1, l_2) et soin aux enfants (h_{h1}, h_{h2}), ainsi que la quantité de garde d'enfants qu'ils achètent sur le marché q_m .

Le temps travaillé est donné par la relation suivante : $T - h_{hj} - l_j$ pour $j = 1, 2$. Pour déterminer comment l'offre de travail varie en fonction du nombre d'enfants, il faut déterminer comment varient le temps accordé aux soins aux enfants et au loisir par les parents lorsque le nombre d'enfants s'accroît.

Les conditions de premier ordre par rapport à h_{h1} et h_{h2} donnent la relation suivante entre le temps passé par les parents dans la sphère domestique et le salaire, le prix de la garde

d'enfants, le nombre d'enfants et la productivité domestique marginale (fonctions f' décroissantes) :

$$f_1'(h_{h1}) = w_1 / [p_q n^{1-\alpha_1}]$$

$$f_2'(h_{h2}) = w_2 / [p_q n^{1-\alpha_2}]$$

Le temps passé par les parents dans la sphère domestique décroît avec le salaire et croît avec le prix de la garde d'enfants.

En différenciant les conditions de premier ordre, on a :

$$dh_{h1} = (\alpha_1 - 1) (w_1 / [p_q n^{2-\alpha_1}]) (1 / f_1'') dn \geq 0$$

$$dh_{h2} = (\alpha_2 - 1) (w_2 / [p_q n^{2-\alpha_2}]) (1 / f_2'') dn \geq 0$$

Lorsque le nombre d'enfants augmente, le temps passé par les parents dans la sphère domestique augmente s'il existe des économies d'échelles dans l'éducation des enfants. Cet effet du nombre d'enfants sur la production domestique est d'autant plus grand que le salaire est faible et le prix de la garde d'enfants élevé (sous l'hypothèse que f'' est décroissante). Si $\alpha_1=1$ et $\alpha_2=1$, une augmentation du nombre d'enfants n'a pas d'effet sur la production domestique. L'effet du nombre d'enfants est identique que la hausse du nombre d'enfants soit due à une naissance gémellaire (choc sur n_x) ou au fait que les parents préfèrent avoir des enfants de sexe différent (θ).

Si l'on suppose que chacun des parents choisit son temps de loisir de manière indépendante, les conditions de premier ordre par rapport à l_1 et l_2 donnent la relation suivante entre le temps de loisir des parents, le salaire et l'utilité marginale du salaire (λ) :

$$u_{l1} = \lambda w_1$$

$$u_{l2} = \lambda w_2$$

où u_{l1} est la dérivée de u_l par rapport à l_1 et λ , le multiplicateur de Lagrange, représente l'utilité supplémentaire procurée par la dépense d'une unité supplémentaire de salaire. L'utilité marginale du loisir étant décroissante, le temps de loisir décroît avec le salaire.

En différenciant les conditions de premier ordre, on a :

$$dl_1 = (w_1 / u_{l11}) d\lambda < 0$$

$$dl_2 = (w_2 / u_{l22}) d\lambda < 0$$

Lorsque l'utilité marginale du salaire augmente, le temps de loisir des parents diminue. Cet effet est d'autant plus grand que le salaire est faible (sous l'hypothèse que u_l'' est décroissante).

L'utilité marginale du salaire (λ) peut varier en fonction du nombre d'enfants. Les conditions de premier ordre par rapport à n_c et q_m donnent la relation suivante entre l'utilité marginale du salaire et le nombre d'enfants :

$$\lambda = \beta / (n - \theta n_x - \gamma) (p_n - p_q (1-\alpha_1) n^{-\alpha_1} f_1 - p_q (1-\alpha_2) n^{-\alpha_2} f_2)$$

L'effet du nombre d'enfants sur l'utilité marginale du salaire est ambigu. D'un côté, lorsque le nombre d'enfants s'accroît, l'utilité augmente ce qui entraîne une diminution de l'utilité marginale du salaire et donc une hausse du loisir. Mais d'un autre côté, à mesure que le nombre d'enfants augmente, le coût des enfants augmente ce qui accroît l'utilité marginale du salaire et réduit le loisir.

De plus, l'ampleur de cet effet du nombre d'enfant sur l'utilité marginale du salaire dépend de la source de variation exogène de la fécondité. Si le choc de fécondité provient d'une naissance gémellaire (choc sur n_x), l'effet de la hausse du nombre d'enfant sur l'utilité marginale du salaire dépendra de θ . En revanche, si le choc de fécondité provient de la composition sexuelle de la fratrie, l'effet de la hausse du nombre d'enfant sur l'utilité marginale du salaire dépendra de n_x .

Au total, quel est l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail (p) ?

$$dp / dn = -dh_h / dn - dl / dn = -dh_h / dn - (dl / d\lambda) (d\lambda / dn)$$

Si l'utilité marginale du salaire (λ) est constante sur le cycle de vie, $d\lambda / dn = 0$, et l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail est donné par :

$$dp / dn = (1-\alpha) (w / [p_q n^{2-\alpha}]) (1 / f'') < 0 \text{ si } \alpha < 1$$

Dans ce cas, l'offre de travail varie uniquement du fait de la variation du temps passé par les parents dans la production domestique. Tout choc de fécondité accroissant le nombre d'enfants entraîne une réduction de l'offre de travail, cette réduction étant d'autant plus grande que le prix de marché de la garde d'enfants est élevé et le salaire faible (sous l'hypothèse que f'' est décroissante).

Si l'utilité marginale du salaire (λ) varie en fonction du nombre d'enfants, l'effet d'une hausse du nombre d'enfants sur l'offre de travail est indéterminé : d'un côté les parents accroissent le temps consacré à la production domestique (éducation des enfants) et aux loisirs (utilité directe procurée par les enfants) ce qui a tendance à réduire leur offre de travail, mais en même temps ils réduisent leur temps de loisir et accroissent leur offre de travail afin d'augmenter les revenus de la famille. Trois situations se dégagent :

Si $d\lambda / dn < 0 \rightarrow dl / dn > 0$: lorsque le nombre d'enfants augmente, les parents accroissent le temps consacré à la production domestique et aux loisirs et réduisent leur offre de travail.

Si $0 < d\lambda / dn < (1-\alpha) u_l'' / (p_q n^{2-\alpha} f'')$ $\rightarrow dl / dn < 0$ et $dp / dn < 0$: lorsque le nombre d'enfants augmente, les parents accroissent le temps consacré à la production domestique ce qui à tendance à réduire leur offre de travail. En même temps, ils réduisent le temps consacré aux loisirs ce qui à tendance à accroître leur offre de travail. Au total, l'effet négatif sur l'offre de travail l'emporte.

Si $d\lambda / dn > (1-\alpha) u_l'' / (p_q n^{2-\alpha} f'')$ $\rightarrow dl / dn < 0$ et $dp / dn > 0$: lorsque le nombre d'enfants augmente, la hausse de l'offre de travail résultant de la réduction du temps de loisir est suffisamment forte pour contrebalancer la baisse induite par l'accroissement du temps consacré à la production domestique. Au total, si le nombre d'enfants a un effet positif suffisamment fort sur l'utilité marginale du salaire, l'effet positif sur l'offre de travail l'emporte.

Le seuil à partir duquel l'effet du nombre d'enfants sur l'utilité marginale du salaire est suffisamment fort pour contrebalancer l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'offre de travail est décroissant avec le prix de la garde, le nombre d'enfants, le temps consacré au loisir, et croissant avec le temps consacré à la production domestique.

Annexe 4.2 : Effet du sexe des deux aînés sur la participation des mères au marché du travail

<i>Variables explicatives</i>	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	0,004 (0,003)	0,016*** (0,005)	-	0,004 (0,004)	0,017*** (0,005)
<i>Garçon 2ème</i>	-	-0,012*** (0,003)	-	-	-0,013*** (0,004)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,018*** (0,004)	-0,016*** (0,003)	-	-0,018*** (0,004)	-0,016*** (0,004)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,028*** (0,005)	-	-	-0,029*** (0,005)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,004 (0,005)	-	-	-0,003 (0,005)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>R²</i>	0,0003	0,0847	0,0847	0,0003	0,0901	0,0901

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes). Dans la spécification avec '*2 garçons*' et '*2 filles*', les coefficients de ces variables ne sont pas comparables pour la même raison qu'au tableau 4.5.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Annexe 4.3 : Effet du sexe des deux aînés sur le nombre d'heures travaillées par les mères en emploi

<i>Variables explicatives</i>	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,122 (0,116)	-0,133 (0,162)	-	-0,174 (0,121)	-0,181 (0,169)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,011 (0,116)	-	-	0,007 (0,121)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,245** (0,116)	-0,213* (0,116)	-	-0,225* (0,122)	-0,190 (0,121)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,202 (0,163)	-	-	-0,183 (0,171)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,224 (0,164)	-	-	-0,197 (0,172)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	28450	28450	28450	26262	26262	26262
<i>R²</i>	0,0001	0,0099	0,0099	0,0001	0,0088	0,0088

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

Dans la spécification avec '*2 garçons*' et '*2 filles*', les coefficients de ces variables ne sont pas comparables pour la même raison qu'au tableau 4.5.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Annexe 4.4 : Estimations par probits et probits instrumentés de l'effet du troisième enfant sur la participation au marché du travail

	Toutes				En couple			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode d'estimation	MCO	Probit	DMC	Probit instrumenté	MCO	Probit	DMC	Probit instrumenté
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	-	<i>Même sexe</i>	<i>Même sexe</i>	-	-	<i>Même sexe</i>	<i>Même sexe</i>
<i>Première étape</i>	-	-	0,034*** (0,003)	0,034*** (0,003)	-	-	0,036*** (0,003)	0,036*** (0,003)
<i>Deuxième étape</i>	-0,343*** (0,004)	-0,371*** (0,005)	-0,471*** (0,099)	-0,499*** (0,089)	-0,342*** (0,004)	-0,369*** (0,005)	-0,451*** (0,098)	-0,480*** (0,090)
<i>N</i>	71542	71542	71542	71542	65964	65964	65964	65964

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Les résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires sont légèrement plus faibles que ceux obtenus par un probit : la participation au marché du travail des mères de plus de deux enfants est de 34 (MCO) à 37 points (probit) plus faible que celle des mères de deux enfants. Dans les estimations par probit instrumenté, la première étape est estimée linéairement (on retrouve donc les résultats de première étape des régressions par les doubles moindres carrés), et la seconde étape est estimée par un probit. Les résultats par probit instrumenté ne diffèrent pas significativement des résultats obtenus par les doubles moindres carrés.

Annexe 4.5 : Effet d’avoir des jumeaux de rang deux sur la fécondité et l’offre de travail des mères

		Jumeaux	Non jumeaux	Différence
Toutes	Proportion ⁽¹⁾	0,010	0,990	-
	3ème enfant ⁽²⁾	1,000 (0,000)	0,312 (0,002)	0,688 (0,002)
	Travaillant ⁽³⁾	0,508 (0,019)	0,620 (0,002)	-0,112 (0,019)
En couple	Proportion ⁽¹⁾	0,010	0,990	-
	3ème enfant ⁽²⁾	1,000 (0,000)	0,313 (0,002)	0,687 (0,002)
	Travaillant ⁽³⁾	0,484 (0,019)	0,609 (0,002)	-0,125 (0,020)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE 1 : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 2 : proportion de femmes dans l'échantillon total (qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

NOTE 3 : proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (parmi celles qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

NOTE 4 : proportion de femmes qui travaillent (parmi celles qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

L’effet négatif d’une naissance gémellaire sur l’activité des mères pourrait être lié intrinsèquement à la naissance gémellaire et non au fait d’avoir un troisième enfant. Nous avons donc vérifié que parmi les femmes ayant au moins trois enfants, celles qui ont eu des jumeaux ne travaillent pas moins que les autres mères d’au moins trois enfants. A nombre d’enfants donné, les mères de jumeaux travaillent même plus. Certaines caractéristiques individuelles spécifiques des mères qui choisissent d’avoir trois enfants expliquent sans doute cette différence. En tous cas, il semble bien que le choc provoqué par l’arrivée inattendue d’un troisième enfant soit à l’origine du faible taux d’activité des mères de jumeaux, plus que l’effet d’avoir des jumeaux en tant que tel¹³¹.

Nous avons comparé le taux d’activité des mères de jumeaux de rang un avec celui des mères de jumeaux de rang deux. L’idée est d’annihiler l’effet jumeau et d’avoir une mesure précise de l’effet du troisième enfant. Les mères de jumeaux de rang deux travaillent significativement moins que les mères de jumeaux de rang un (la différence de taux d’activité étant de 12,3 points pour l’échantillon complet et 13,6 points pour les femmes en couple). Les

¹³¹ Afin de conforter cette idée, nous avons conduit le même exercice sur les naissances gémellaires de rang un. On trouve ainsi que les mères de jumeaux de rang un travaillent significativement moins que les autres mères d’au moins un enfant. Par contre parmi les mères d’au moins deux enfants, les taux d’activité des mères de jumeaux de rang un et des autres sont identiques. Encore une fois, le fait d’avoir des jumeaux ne semble avoir un effet sur l’activité des mères uniquement par le choc de fécondité qu’il provoque.

résultats trouvés sont très proches de ceux du tableau ci-dessus où l'on compare le taux d'activité des mères de jumeaux de rang deux avec toutes les mères d'au moins deux enfants.

Estimations de Wald lorsque 'Jumeaux-2' est utilisé comme instrument

Variables	Toutes			En couple		
	Différence moyenne	Estimations de Wald		Différence moyenne	Estimations de Wald	
		Plus de 2 enfants	Nombre d'enfants		Plus de 2 enfants	Nombre d'enfants
Plus de 2 enfants	0,688 (0,002)	-	-	0,687 (0,002)	-	-
Nombre d'enfants	0,771 (0,021)	-	-	0,759 (0,021)	-	-
Participation au marché du travail	-0,112 (0,019)	-0,163*** (0,027)	-0,146*** (0,024)	-0,125 (0,020)	-0,182*** (0,028)	-0,165*** (0,025)
Heures / semaine	-1,761 (0,766)	-2,14** (0,93)	-1,97** (0,85)	-2,048 (0,829)	-2,48** (1,00)	-2,43** (0,98)
Temps partiel	0,074 (0,036)	0,090** (0,044)	0,083** (0,040)	0,089 (0,040)	0,107** (0,048)	0,106** (0,047)
Salaire	-153,9 (222,6)	-184,3 (265,9)	-170,4 (245,2)	-134,9 (245,0)	-161,3 (291,8)	-156,4 (283,2)

Degré de significativité: * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Différences démographiques conditionnellement au type de naissance de rang deux (gémellaire ou non)

		Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	2ème naissance après 94	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme	Nombre d'enfants	3ème enfant
Toutes	Jum-2	31,4719 (0,1085)	23,4198 (0,1241)	41,1811 (0,9439)	0,3210 (0,0173)	0,9204 (0,0100)	18,5014 (0,1995)	0,1770 (0,0141)	3,1893 (0,0206)	1,0000 (0,0000)
	Non jum-2	31,3913 (0,0112)	22,7200 (0,0128)	39,7675 (0,0891)	0,2671 (0,0017)	0,8922 (0,0012)	18,0799 (0,0184)	0,1539 (0,0014)	2,4186 (0,0028)	0,3121 (0,0017)
	Diff	0,0806 (0,1091)	0,6997*** (0,1247)	1,4136 (0,9481)	0,0539*** (0,0174)	0,0283*** (0,0101)	0,4215** (0,2003)	0,0231 (0,0142)	0,7707*** (0,0208)	0,6879*** (0,0017)
En couple	Jum-2	31,4433 (0,1144)	23,5280 (0,1311)	40,7685 (0,9897)	0,3207 (0,0182)	0,9334 (0,0097)	18,6227 (0,2103)	0,1921 (0,0153)	3,1785 (0,0208)	1,0000 (0,0000)
	Non jum-2	31,4118 (0,0116)	22,8286 (0,0134)	39,6275 (0,0920)	0,2706 (0,0017)	0,8919 (0,0012)	18,1234 (0,0189)	0,1600 (0,0014)	2,4197 (0,0029)	0,3131 (0,0018)
	Diff	0,0314 (0,1150)	0,6994*** (0,1318)	1,1410 (0,9939)	0,0501*** (0,0183)	0,0415*** (0,0098)	0,4993** (0,2112)	0,0321** (0,0154)	0,7588*** (0,0210)	0,6869*** (0,0018)

Degré de significativité : ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Il n'y a aucune différence d'âge suivant que les mères ont eu ou non des jumeaux de rang deux. En revanche, il existe des différences significatives du point de vue de la temporalité des naissances, de la nationalité et de l'âge de fin d'études. On trouve qu'avoir des jumeaux est plus probable pour des femmes ayant leur premier et leur second enfant plus tard, ayant la nationalité française, et ayant terminé leurs études plus tard. Ce résultat reflète le résultat standard selon lequel plus les mères sont âgées à la naissance, plus la probabilité d'avoir des jumeaux est grande. Puisque l'âge à la naissance, la nationalité française et l'âge de fin d'études sont corrélés positivement avec l'activité, les résultats montrent qu'alors que ces femmes ont a priori une probabilité plus grande de travailler que les autres, lorsqu'elles ont des jumeaux elles travaillent moins que les autres. Nous vérifions dans les régressions qu'ajouter ces déterminants individuels accroît l'effet négatif de '*jumeaux-2*' sur l'activité.

Modèle lorsque '*jumeaux-2*' est utilisé comme instrument

Dans le cas où '*jumeaux-2*' est utilisé comme instrument, le modèle de régressions est plus simple. En effet, '*jumeaux-2*' n'est pas une variable d'interaction mais simplement une indicatrice, égale à 1 si la deuxième naissance est gémellaire, 0 sinon.

Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative endogène '*plus de deux enfants*' x_i ainsi qu'aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' à l'instrument s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \gamma(jumeaux2_i) + \eta_i$$

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

Les résultats du tableau suivant ne sont pas modifiés lorsqu'on ajoute d'autres explicatives : termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance. Dans ce cas, les coefficients et écarts-types varient de moins de 5% pour les moindres carrés ordinaires et 2% pour les doubles moindres carrés.

	Toutes		En couple	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:				
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,174*** (0,024)	-0,342*** (0,004)	-0,195*** (0,025)
<i>N</i>	71542	71542	65964	65964
<i>Heures par semaine</i>	-1,89*** (0,18)	-2,05** (0,92)	-1,90*** (0,19)	-2,35** (0,99)
<i>N</i>	28450	28450	26262	26262
<i>Temps partiel</i>	0,124*** (0,009)	0,080* (0,044)	0,122*** (0,009)	0,092* (0,048)
<i>N</i>	25777	25777	23808	23808
<i>Salaire</i>	-282,9*** (54,6)	-395,3* (226,7)	-241,2*** (58,3)	-439,6* (238,8)
<i>N</i>	25548	25548	23468	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Annexe 4.6 : Effet du troisième enfant sur la participation au marché du travail - recensement de 1990

	Tous		En couple	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	-	<i>Même sexe</i>
<i>Femmes</i>	-0,323*** (0,002)	-0,266*** (0,033)	-0,322*** (0,002)	-0,266*** (0,034)
<i>N</i>	491154	491154	461360	461360
<i>Hommes</i>	-0,001*** (0,000)	-0,000 (0,009)	-0,001*** (0,000)	0,001 (0,009)
<i>N</i>	323123	323123	321662	321662

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes et femmes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration et le diplôme.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

Annexe 4.7 : Effet du troisième enfant sur la participation des mères au marché du travail conditionnellement à l'âge du benjamin - recensement de 1990

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	0,623	-0,303*** (0,002)	-0,195*** (0,054)	0,616	-0,304*** (0,002)	-0,198*** (0,055)
Le benjamin a 6 ans ou plus	0,654	-0,216*** (0,003)	-0,199*** (0,052)	0,634	-0,219*** (0,003)	-0,207*** (0,053)
N	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et une indicatrice qui vaut 1 si la mère a eu quatre enfants ou plus.

L'effet principal de l'âge du benjamin est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

Annexe 4.8 : Effet du troisième enfant sur la participation des mères
au marché du travail conditionnellement au niveau d'études -
recensement de 1990

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Education de la mère > bac	0,779	-0,261*** (0,004)	-0,193 (0,126)	0,775	-0,260*** (0,005)	-0,192 (0,128)
Education de la mère <= bac	0,613	-0,342*** (0,002)	-0,272*** (0,034)	0,601	-0,341*** (0,002)	-0,275*** (0,035)
<i>N</i>	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant et le statut d'immigration.

L'effet principal de l'âge du diplôme est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

Annexe 4.9 : Effet du troisième enfant sur la participation des mères au marché du travail conditionnellement à la taille de la ville de résidence - recensement de 1990

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Agglomération parisienne	0,687	-0,295*** (0,004)	-0,310*** (0,094)	0,672	-0,296*** (0,004)	-0,350*** (0,099)
Ville > 20 000 habitants	0,611	-0,325*** (0,002)	-0,235*** (0,059)	0,594	-0,326*** (0,002)	-0,226*** (0,061)
Ville <= 20 000 habitants	0,647	-0,326*** (0,002)	-0,279*** (0,042)	0,639	-0,323*** (0,002)	-0,275*** (0,042)
N	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de signficativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration et le diplôme.

L'effet principal de la taille de la ville est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

Annexe 5.1 : Les prestations liées à la petite enfance en 2008

- Les mesures liées à une cessation ou réduction d'activité :

Le Complément de libre choix d'activité (CLCA ou APE jusqu'en janvier 2004) a été créé en janvier 1985. Il s'agit d'une prestation versée lorsque l'un des deux parents cesse (ou a cessé) son activité professionnelle pour élever ses enfants dont un a moins de trois ans. Une allocation réduite peut être versée, en cas d'activité à temps partiel d'un des deux parents. Elle est versée sous conditions d'activité antérieure pendant 6 mois aux parents d'un enfant, et jusqu'au troisième anniversaire du plus jeune enfant aux parents d'au moins deux enfants. Au 31 décembre 2007, il y avait 572 000 bénéficiaires. En 2008, l'allocation est de 536 euros pour un parent ayant cessé son activité et ne percevant pas l'allocation de base.

Le Complément optionnel de libre choix d'activité (Colca), créé le 1^{er} juillet 2006, est versé pendant un an aux parents ayant au moins trois enfants dont un a moins de trois ans et ayant cessé leur activité professionnelle. En 2008, son montant est de 767 euros pour un parent ne percevant pas l'allocation de base.

Le Congé parental d'éducation (CPE) permet à tout salarié ayant un an d'ancienneté au minimum dans l'entreprise à la naissance ou l'adoption d'un enfant d'interrompre ou de réduire son activité professionnelle pour élever cet enfant. Il n'est pas rémunéré. Le congé parental a une durée maximale de trois ans. Le congé parental est un droit : l'employeur ne peut pas le refuser et à l'issue du congé, le salarié doit retrouver son précédent emploi ou un emploi similaire assorti d'une rémunération au moins équivalente.

S'il en remplit les conditions, le parent peut cumuler le CPE et le CLCA, mais ce n'est pas automatique. Par exemple, un salarié qui ne remplit pas la condition d'activité préalable pour le CLCA¹³² ne pourra bénéficier que du CPE. À l'inverse, un demandeur d'emploi qui s'engage à ne pas rechercher d'emploi et renonce à son allocation chômage est potentiellement éligible au CLCA mais ne peut pas bénéficier d'un CPE.

- Les aides à la garde d'enfants sont versées, sans conditions de ressource, aux parents d'enfants de moins de six ans qui travaillent :

L'allocation de garde d'enfant à domicile (Aged), créée en 1987, permet la prise en charge d'une partie des cotisations sociales correspondant au salaire d'une personne employée pour

¹³² Pour deux enfants, il faut pouvoir justifier d'au moins huit trimestres de cotisations vieillesse (en continu ou non) validés au titre d'une activité professionnelle dans les 4 années qui précèdent la naissance, l'adoption ou la cessation d'activité si elle est postérieure.

la garde d'enfant(s) à domicile. Au 31 décembre 2007, on comptait environ 15 000 bénéficiaires dont tous les enfants à charge sont nés avant le 1^{er} janvier 2004. En 2008, 50 % des cotisations sociales sont prises en charge dans la limite de 562 euros par mois.

L'aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle agréée (Afeama), créée en janvier 1991, correspond à une allocation mensuelle et à la prise en charge des cotisations sociales dues au titre de l'emploi d'une assistante maternelle agréée pour la garde d'enfant(s). Au 31 décembre 2007, on comptait 105 000 bénéficiaires dont tous les enfants à charge sont nés avant le 1^{er} janvier 2004. En 2008, 100 % des cotisations sociales sont prises en charge et l'allocation supplémentaire varie de 72 à 110 euros par mois en fonction des ressources de la famille et du nombre d'enfants.

Le Complément de libre choix du mode de garde (CLCMG), mis en place à partir du 1^{er} janvier 2004 remplace progressivement l'Aged et l'Afeama. Au 31 décembre 2007, on comptait environ 612 000 bénéficiaires. En 2008, les cotisations sociales sont prises en charge à 100% pour l'emploi d'une assistante maternelle et 50% pour une garde à domicile (dans la limite de 402 euros par mois entre 0 et 3 ans, puis 201 euros). L'allocation supplémentaire est versée, en fonction des ressources des parents et de l'âge des enfants, pour chaque enfant gardé par une assistante maternelle agréée ou pour la personne employée à domicile (quelque soit le nombre d'enfants). Pour un enfant de moins de 3 ans, le montant mensuel varie de 162 à 429 euros.

- **Les autres aides** non conditionnées par l'activité des parents :

Le Complément familial (CF), créé en janvier 1978, est versé, sous condition de ressources, aux familles d'au moins trois enfants de plus de trois ans. Au 31 décembre 2007, il y avait environ 781 000 bénéficiaires. En 2008, son montant était de 156.60 euros nets par mois.

La prime à la naissance ou l'adoption et l'allocation de base de la prestation d'accueil du jeune enfant (PAJE) (Allocation pour jeune enfant, APJE jusqu'en janvier 2004), créée en janvier 1985, est attribuée du 5^{ème} mois de grossesse aux 3 mois de l'enfant sans conditions de ressources et prolongé jusqu'aux 3 ans de l'enfant sous conditions de ressources. Au 31 décembre 2007, il y avait environ 1 810 000 bénéficiaires. En 2008, le montant de l'allocation de base est d'environ 173 euros par mois.

Les Allocations familiales (AF) sont versées sans conditions de ressources à partir de deux enfants à charge avec majorations pour les enfants de plus de dix ans et de plus de quinze ans (sauf pour l'aîné d'une famille de deux enfants). Au 31 décembre 2007, il y avait environ 4 370 000 bénéficiaires. En 2008, le montant des allocations familiales pour deux enfants de

moins de 11 ans est de 120 euros par mois, auquel s'ajoute 154 euros pour chaque enfant supplémentaire.

L'allocation pour parent isolé (API), créée en octobre 1976, est une allocation destinée à assurer un revenu minimum aux personnes vivant seules enceintes ou ayant au moins un enfant à charge, isolées depuis moins de 18 mois, pendant un an maximum ou jusqu'aux 3 ans du plus jeune enfant. L'aide est égale à la différence entre le montant maximum de l'Api (fonction du nombre d'enfants) et le total des ressources du parent. Au 31 décembre 2007, il y avait 176 032 bénéficiaires. En 2008, le montant maximum de l'Api est de 756 euros pour un enfant auquel s'ajoute 189 euros par enfant supplémentaire.

Annexe 6.1 : Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant – résultats complets

Variable dépendante:	<i>Plus de 2 enfants</i>	
	2ème enfant né ≥ 1994	2ème enfant né < 1994
Même sexe * 2ème enfant né ≥ 1994	0,022*** (0,006)	-0,003 (0,005)
Même sexe * 2ème enfant né < 1994	-0,000 (0,000)	0,028*** (0,005)
Age		
21-25	-0,012*** (0,003)	-0,908*** (0,010)
26-30	-0,005*** (0,002)	-0,453*** (0,005)
31-35	ref.	ref.
Age à la première naissance	-0,002*** (0,000)	-0,104*** (0,001)
Différence d'âge entre les deux aînés (mois)	-0,002*** (0,000)	-0,009*** (0,000)
Diplôme		
Aucun diplôme	0,006** (0,003)	-0,017* (0,009)
Diplôme ≤ baccalauréat	-0,002 (0,003)	-0,055*** (0,009)
Baccalauréat	-0,004 (0,003)	-0,050*** (0,010)
Baccalauréat + 2 ans	0,004 (0,003)	-0,040*** (0,010)
Diplôme > baccalauréat	ref.	ref.
Effets fixes d'année		
1990	-0,028*** (0,004)	-0,165*** (0,011)
1991	-0,028*** (0,004)	-0,175*** (0,010)
1992	-0,028*** (0,004)	-0,172*** (0,010)
1993	-0,028*** (0,004)	-0,162*** (0,011)
1994	-0,028*** (0,004)	-0,175*** (0,010)
1995	-0,033*** (0,004)	-0,108*** (0,009)
1996	-0,038*** (0,005)	-0,043*** (0,007)
1997	-0,026*** (0,006)	0,003 (0,007)
1998	ref.	ref.
Statut d'immigration	-0,004 (0,003)	-0,037*** (0,008)
Sexe du premier enfant	-0,001 (0,014)	-0,002 (0,004)
Sexe du second enfant	0,002 (0,014)	0,002 (0,004)
Allocation parentale d'éducation	0,033*** (0,004)	-0,286*** (0,008)
Nombre d'observations	23407	23407

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Annexe 6.2 : Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères – résultats complets

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Plus de deux enfants *	-0,174*** (0,028)	-0,276 (0,602)	-0,02 (2,37)	4,04 (46,35)
2ème enfant né >= 1994	-0,337*** (0,009)	-0,518** (0,245)	-0,78* (0,42)	-10,66 (13,48)
2ème enfant né < 1994				
Age				
21-25	-0,171*** (0,017)	-0,337 (0,223)	-0,97 (0,83)	-8,51 (10,39)
26-30	-0,050*** (0,009)	-0,133 (0,112)	0,16 (0,35)	-3,80 (5,45)
31-35	ref.	ref.	ref.	ref.
Age à la première naissance	0,001 (0,002)	-0,018 (0,026)	0,04 (0,07)	-0,86 (1,24)
Différence d'âge entre les deux aînés (mois)	0,001*** (0,000)	-0,001 (0,002)	0,023*** (0,006)	-0,052 (0,104)
Diplôme				
Aucun diplôme	-0,264*** (0,012)	-0,267*** (0,014)	1,00** (0,47)	0,33 (1,10)
Diplôme <= baccalauréat	-0,185*** (0,012)	-0,195*** (0,019)	0,94** (0,45)	0,08 (1,32)
Baccalauréat	-0,090*** (0,012)	-0,100*** (0,018)	0,36 (0,47)	-0,25 (1,06)
Baccalauréat + 2 ans	-0,015 (0,013)	-0,022 (0,016)	0,39 (0,47)	-0,19 (0,92)
Diplôme > bac + 2	ref.	ref.	ref.	ref.
Effets fixes d'année				
1990	-0,018 (0,016)	-0,051 (0,048)	1,08* (0,61)	-0,55 (2,47)
1991	-0,026* (0,016)	-0,061 (0,050)	0,91 (0,62)	-0,62 (2,36)
1992	-0,020 (0,015)	-0,054 (0,049)	0,78 (0,64)	-0,69 (2,28)
1993	-0,010 (0,016)	-0,043 (0,047)	0,84 (0,63)	-0,71 (2,37)
1994	0,005 (0,015)	-0,030 (0,050)	1,32** (0,63)	-0,22 (2,38)
1995	0,011 (0,015)	-0,012 (0,037)	0,76 (0,60)	-0,43 (1,96)
1996	0,008 (0,014)	-0,004 (0,030)	0,84 (0,54)	0,02 (1,59)
1997	0,013 (0,013)	0,011 (0,020)	0,02 (0,51)	-0,09 (0,75)
1998	ref.	ref.	ref.	ref.
Statut d'immigration	0,119*** (0,010)	0,112*** (0,014)	1,17** (0,55)	1,11* (0,63)
Sexe du premier enfant	-0,001 (0,006)	-0,002 (0,006)	0,140 (0,219)	0,126 (0,269)
Sexe du second enfant	-0,008 (0,006)	-0,008 (0,006)	0,074 (0,218)	0,122 (0,244)
<i>Allocation parentale d'éducation</i>	-0,190*** (0,011)	-0,240*** (0,077)	-0,393 (0,454)	-2,333 (2,657)
Nombre d'observations	23407	23407	7730	7730

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Annexe 6.3 : Effet d’avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme - instrument ‘Jumeaux-2’

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>			
Sous échantillon:	Mères moins diplômées		Mères plus diplômées	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-2</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,210*** (0,030)	-0,142* (0,075)	-0,061 (0,059)	-0,067 (0,097)
2ème enfant né < 1994	-0,350*** (0,010)	-0,338*** (0,049)	-0,287*** (0,021)	-0,232** (0,118)
<i>N</i>	18744	18744	4663	4663

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont au moins un des trois premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de l'Allocation parentale d'éducation de rang deux est aussi inclus dans l'équation.

Les mères moins diplômées sont les mères ayant au maximum le baccalauréat, et les mères plus diplômées ont un diplôme supérieur au baccalauréat.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Annexe 6.4 : Effet d'avoir plus d'un enfant sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>			
Sous échantillon:	Mères moins diplômées		Mères plus diplômées	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>	MCO	DMC <i>Jumeaux-1</i>
2ème enfant né >= 1994	-0,364*** (0,010)	-0,458*** (0,089)	-0,178*** (0,015)	-0,286*** (0,110)
2ème enfant né < 1994	-0,185*** (0,008)	-0,304*** (0,055)	-0,101*** (0,011)	-0,136 (0,102)
<i>N</i>	28388	28388	8829	8829

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins un enfant et dont au moins un des deux premiers enfants a moins de trois ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-1998, Insee.

Annexe 7.1 : Répartition des départements selon leur taux de scolarisation à deux ans

Départements ayant un taux élevé de scolarisation en maternelle à deux ans :

Départements où le taux est supérieur ou égal à 45% en 1997 et supérieur ou égal à 40% en 2003.

07 : Ardèche	48 : Lozère
08 : Ardennes	49 : Maine-et-Loire
09 : Ariège	50 : Manche
12 : Aveyron	52 : Haute-Marne
15 : Cantal	53 : Mayenne
19 : Corrèze	55 : Meuse
22 : Côtes-d'Armor	56 : Morbihan
23 : Creuse	59 : Nord
29 : Finistère	62 : Pas-de-Calais
32 : Gers	64 : Pyrénées-Atlantiques
35 : Ille-et-Vilaine	65 : Hautes-Pyrénées
39 : Jura	79 : Deux-Sèvres
42 : Loire	81 : Tarn
43 : Haute-Loire	82 : Tarn-et-Garonne
46 : Lot	85 : Vendée

Départements ayant un taux faible de scolarisation en maternelle à deux ans :

Départements où le taux est inférieur à 35% en 1997 et inférieur à 27% en 2003.

06 : Alpes-Maritimes	73 : Savoie
13 : Bouches-du-Rhône	74 : Haute-Savoie
2A : Corse-du-Sud	75 : Paris
2B : Haute-Corse	76 : Seine-Maritime
21 : Côte-d'Or	77 : Seine-et-Marne
27 : Eure	78 : Yvelines
28 : Eure-et-Loir	83 : Var
31 : Haute-Garonne	84 : Vaucluse
33 : Gironde	87 : Haute-Vienne
37 : Indre-et-Loire	89 : Yonne
38 : Isère	90 : Territoire de Belfort
45 : Loiret	91 : Essonne
57 : Moselle	92 : Hauts-de-Seine
60 : Oise	93 : Seine-Saint-Denis
67 : Bas-Rhin	94 : Val-de-Marne
68 : Haut-Rhin	95 : Val-d'Oise

Annexe 7.2 : Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant – résultats complets

Variable dépendante:	Plus de 2 enfants	
	Taux fort	Taux faible
Même sexe * Taux fort	0,018** (0,007)	0,000 (0,003)
Même sexe * Taux faible	-0,002 (0,002)	0,045*** (0,005)
Age		
21-25	-0,285*** (0,009)	-0,397*** (0,010)
26-30	-0,122*** (0,004)	-0,175*** (0,004)
31-35	ref.	ref.
Age à la première naissance	-0,034*** (0,001)	-0,050*** (0,001)
Différence d'âge entre les deux aînés (mois)	-0,003*** (0,000)	-0,005*** (0,000)
Diplôme		
Aucun diplôme	-0,019*** (0,006)	-0,039*** (0,009)
Diplôme <= baccalauréat	-0,045*** (0,006)	-0,068*** (0,009)
Baccalauréat	-0,061*** (0,006)	-0,070*** (0,010)
Baccalauréat + 2 ans	-0,028*** (0,006)	-0,049*** (0,010)
Diplôme > baccalauréat	ref.	ref.
Effets fixes d'année		
1990	-0,012 (0,008)	-0,016** (0,010)
1991	-0,009 (0,008)	-0,028*** (0,009)
1992	-0,016** (0,008)	-0,016* (0,010)
1993	-0,016** (0,008)	-0,007 (0,010)
1994	-0,010 (0,008)	-0,017* (0,009)
1995	-0,001 (0,008)	-0,013 (0,010)
1996	-0,005 (0,008)	-0,003 (0,010)
1997	-0,009 (0,008)	0,001 (0,010)
1998	-0,009 (0,008)	0,001 (0,010)
1999	-0,015 (0,008)	-0,013 (0,010)
2000	-0,007 (0,008)	-0,000 (0,010)
2001	-0,006 (0,008)	-0,000 (0,010)
2002	ref.	ref.
Statut d'immigration	0,000 (0,004)	-0,123*** (0,007)
Sexe du premier enfant	0,000 (0,003)	-0,010*** (0,004)
Sexe du second enfant	0,006* (0,003)	-0,002 (0,004)
<i>Taux fort</i>	0,336*** (0,005)	-0,290*** (0,004)
Nombre d'observations	34190	34190

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Annexe 7.3 : Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères - instrument 'Même sexe' (un des trois premiers enfants a deux ans)

Variable dépendante:	<i>Participation au marché du travail</i>		<i>Heures / semaine</i>	
Technique d'estimation:	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Taux fort	-0,265*** (0,021)	0,527 (1,783)	-1,18 (1,08)	-21,33 (42,02)
Taux faible	-0,257*** (0,018)	-0,797 (0,631)	-1,16 (0,79)	-10,09 (14,03)
<i>N</i>	7483	7483	2727	2727

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes en couple âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal du taux de scolarisation à deux ans est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2002, Insee.

Lorsqu'on considère l'échantillon des mères dont le benjamin a deux ans, tous les coefficients des régressions instrumentées sont non significatifs.

D'une part, le fait que lorsque la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est fort, avoir plus de deux enfants n'affecte pas l'offre de travail des mères (1^{ère} ligne du tableau, 2^{ème} et 4^{ème} colonne) est cohérent avec l'idée que le sexe des enfants n'affecte l'offre de travail des mères que parce qu'il affecte la probabilité d'avoir un troisième enfant. En effet, lorsque la famille réside dans un département où le taux de scolarisation à deux ans est fort, avoir deux aînés de même sexe n'affecte pas la probabilité d'avoir un troisième enfant ; et elle n'affecte pas l'offre de travail des mères.

Par ailleurs, les effets vont dans le bon sens : ainsi, pour les mères vivant dans les départements où le taux de scolarisation à deux ans est faible, passer de deux à plus de deux enfants a un effet non significativement négatif sur leur probabilité d'activité et leur nombre d'heures travaillées.

Annexe 8.1 : La présence d'interactions sociales dans d'autres domaines que la participation des femmes au marché du travail

L'étude économique des interactions sociales s'est développée depuis une dizaine d'années dans des domaines variés. Ces divers domaines ont un point commun : la variation des comportements individuels dans le temps et dans l'espace est trop importante pour être expliquée uniquement par des variations du contexte socio-économique ou des caractéristiques individuelles.

Selon Glaeser, Sacerdote et Scheinkman (1996), les interactions sociales pourraient expliquer une part importante de l'adoption de **comportements criminels**. Les différences contextuelles n'expliqueraient que 30% des différences spatiales observées des taux de criminalité et les 70% restants proviendraient notamment des interactions sociales, c'est-à-dire de l'influence négative que peuvent exercer les individus les uns sur les autres.

Gould et Kaplan (2007) se sont également intéressés à l'effet des interactions sociales dans l'adoption de pratiques répréhensibles. En particulier, ils montrent qu'un joueur de baseball (Jose Canseco) a amélioré les performances de ses coéquipiers en leur recommandant d'**utiliser des stéroïdes** et en leur prodiguant des conseils d'utilisation.

Brown et al. (2009) montrent à partir de données américaines de panel que le fait de **jouer en bourse** est influencé positivement par la participation en bourse des voisins géographiques.

Grinblatt et al. (2008) montrent sur données finlandaises qu'un individu est incité à **acheter une nouvelle voiture** lorsque ses voisins géographiques proches ont une nouvelle voiture.

Les interactions sociales intéressent également les économistes de l'éducation. Hoxby (2000), en utilisant des données sur le Texas, montre que la **réussite scolaire** individuelle dépend positivement de la réussite des camarades de classe. A Boston, le programme METCO, évalué par Angrist et Lang (2004), consiste à intégrer des enfants de classes sociales défavorisées et majoritairement noirs dans des écoles publiques de milieux plus aisés et majoritairement blancs. Ils ne trouvent pas d'effets de pairs négatifs : intégrer les enfants de classes défavorisées n'entraîne pas de baisse de niveau des enfants de milieux plus favorisés dans les écoles d'accueil. Sur données françaises, Goux et Maurin (2007) montrent que la réussite scolaire des adolescents à la fin du lycée est fortement influencée par celle des autres adolescents du voisinage. Au-delà de la réussite scolaire, Sacerdote (2001) montre que les

camarades de classe ou de chambre à l'université influencent la décision individuelle de rejoindre un « club ».

Alesina, Glaeser et Sacerdote (2006) suggèrent que **le plaisir des loisirs** vient en partie de complémentarités entre les individus et que le loisir d'une personne accroît le rendement du loisir des autres individus. Ceci concorde avec la convergence vers un week-end commun de deux jours (samedi et dimanche) malgré les nombreux désavantages que cela représente (sur-utilisation des infrastructures pendant cinq jours par exemple).

Annexe 8.2 : Distinguer influence normative et informationnelle, un exemple

La période que les individus passent à l'université est centrale pour la formation de leurs attitudes et de leurs croyances. Les années de jeune adulte (que l'on qualifie d'« impressionable years ») sont une période de la vie où les changements d'attitudes sociopolitiques sont les plus probables et persistants.

Pour les analyser, Guimond (1999) a conduit une étude longitudinale sur les étudiants d'une université militaire dans le but de distinguer l'importance des influences normative et informationnelle sur leurs opinions sociopolitiques et militaires. L'université enquêtée est de petite taille et les étudiants sont isolés du monde extérieur. L'enquête s'est déroulée en deux phases : à leur entrée à l'université et trois ans plus tard. L'auteur a vérifié qu'il n'y avait pas de biais de sélection, c'est-à-dire que les étudiants interrogés seulement en 1^{ère} année n'étaient pas significativement différents de ceux qui y sont restés, et que le fait de répondre deux fois au même questionnaire n'a pas biaisé les réponses. Les étudiants ont été interrogés sur leurs attitudes militaires (partage de l'éthos militaire) et leurs opinions sur l'homosexualité, le chômage, la pauvreté et la criminalité (peine de mort, réinsertion...). Les résultats de l'enquête révèlent un accroissement du conservatisme. Si ce changement d'attitude provient de la pression exercée par les pairs (amis de l'université pratiquant les mêmes activités), Guimond parle d'influence normative, alors que si ce changement est dû au rôle joué par les connaissances communiquées par l'université, il parle d'influence informationnelle.

Les résultats ont confirmé la présence d'effets de pairs et donc d'une influence normative sur les attitudes militaires mais pas sur les opinions sociopolitiques. L'auteur constate que plus un étudiant s'identifie à son groupe de pairs et plus il s'investit dans la vie de l'université, plus son attitude se modifie. Ces résultats sont conformes à ceux de la recherche expérimentale selon lesquels il y a plus de cohésion dans un petit groupe, ce qui entraîne plus de conformisme aux normes du groupe. Il constate également que les étudiants ne s'identifiant pas à leurs pairs ont peu changé leur attitude face aux normes militaires.

L'influence informationnelle est liée aux cours suivis et donc à la majeure de l'étudiant ainsi qu'à son appréciation sur la qualité des cours suivis. Plus il pense que la qualité des cours est élevée, plus il sera sensible à l'influence informationnelle. L'influence informationnelle s'est révélée effective en ce qui concerne les opinions sociopolitiques, puisque les étudiants ont modifié leurs positions mais que l'identification aux pairs ne semble

pas avoir été à l'origine de ce changement. En revanche, l'auteur trouve que le changement d'attitude diffère selon le programme académique des étudiants : en troisième année, les ingénieurs sont plus conservateurs et les étudiants spécialisés en sciences sociales sont plus libéraux alors qu'en première année, l'auteur n'observait pas de différence entre les deux sous-populations. Cette différenciation des attitudes selon la filière est fondamentale. En effet, dans un si petit établissement, les relations sociales ne sont pas segmentées selon la majeure. Ainsi, il n'existe pas de norme distincte selon la filière et tous les étudiants sont en contact les uns avec les autres. Il en conclut que l'effet de la majeure résulte d'un processus d'influence informationnelle, ce qui est corroboré par le fait que les étudiants perçoivent leurs cours et leurs professeurs comme une source d'influence significative sur leurs idées.

On observe donc une sélectivité des effets : l'identification au groupe de pairs, ou l'influence normative, a un effet sur l'attitude militaire et pas sur les opinions sociopolitiques, tandis que la spécialité, ou l'influence informationnelle, affecte l'orientation sociopolitique mais pas les attitudes militaires.

Annexe 9.1 : Effet des caractéristiques sociodémographiques d'une mère sur ses comportements de fécondité et d'offre de travail

Variable dépendante:	3 enfants ou plus		Participation			
Même sexe	0,038 (0,005)	0,037 (0,005)	-0,017 (0,006)	-0,015 (0,005)	-	-
Trimestre 4	-	-	-	-	-0,017 (0,006)	-0,015 (0,006)
Diplôme de la mère:						
Pas de diplôme	-	réf.	-	réf.	-	réf.
Brevet des collèges	-	-0,16 (0,01)	-	0,16 (0,01)	-	0,16 (0,01)
CAP ou BEP	-	-0,20 (0,01)	-	0,19 (0,01)	-	0,19 (0,01)
Bac	-	-0,27 (0,01)	-	0,25 (0,01)	-	0,25 (0,01)
Bac + 2	-	-0,28 (0,01)	-	0,32 (0,01)	-	0,32 (0,01)
> Bac + 2	-	-0,27 (0,01)	-	0,29 (0,01)	-	0,29 (0,01)
Age de la mère	-	0,026 (0,001)	-	0,021 (0,001)	-	0,021 (0,001)
Indicatrices de l'année d'enquête	-	oui	-	oui	-	oui
N	31311	31311	31311	31311	31311	31311

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Annexe 9.2 : Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant des aînés de même sexe, par taille de voisinage

Taille du voisinage:	2	3	4	5	6
Probabilité que les aînés soient de même sexe	49,79	51,31	50,91	50,12	50,46
Probabilité que les aînés soient de sexe différent	50,21	48,69	49,09	49,88	49,54
N	2384	1724	1157	773	509
Nombre de mères ayant des aînés de même sexe	Distribution observée de voisinage (distribution aléatoire de voisinage)				
0	25,04 (25,21)	11,25 (11,53)	6,05 (5,81)	19,66 (18,59)	11,59 (10,51)
1	50,34 (50,00)	36,95 (36,49)	23,94 (24,09)		
2	24,62 (24,79)	38,40 (38,46)	37,77 (37,47)	30,92 (31,17)	22,20 (23,00)
3	-	13,40 (13,51)	24,81 (25,91)	29,88 (31,32)	29,47 (31,24)
4	-	-	7,43 (6,72)	19,53 (18,89)	25,34 (23,86)
5 et plus	-	-	-		11,40 (11,37)
	Test d'adéquation de la distribution observée à la distribution aléatoire				
Statistique du Khi-2	0,11	0,24	1,57	1,17	1,68
P-value	0,95	0,95	0,85	0,80	0,85

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : la colonne 'taille du voisinage = 2' correspond aux voisinages dans lesquels nous observons seulement deux familles correspondant à notre champ. Dans ces voisinages, la proportion de familles ayant deux aînés de même sexe est de 49,79%. Dans les voisinages de taille 2, nous observons 25,04% de voisinages sans familles où les aînés sont de même sexe, 50,34% de voisinages dans lesquels il y en a une et 24,62% de voisinages où toutes les familles ont des aînés de même sexe. Si ces familles étaient distribuées aléatoirement entre les voisinages de taille 2, nous observerions 25,21% de voisinages sans familles où les aînés sont de même sexe, 50% de voisinages dans lesquels il y en aurait une et 24,79% de voisinages où toutes les familles auraient des aînés de même sexe. Un test du Khi-2 ne rejette pas l'hypothèse de distribution aléatoire. Nous trouvons le même résultat pour les voisinages de taille supérieure. Pour les voisinages de taille 5 et 6, nous avons regroupé les modalités à valeurs extrêmes afin d'avoir toujours au moins 15 observations.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Annexe 9.3 : Effet des deux instruments (‘*même sexe*’ et ‘*trimestre de naissance*’) sur la participation des pères et des femmes sans enfant

	Participation des pères âgés de 21-35 ans ayant deux enfants ou plus		Participation des femmes sans enfant âgées de 21-35 ans	
Caractéristiques des voisines				
% Même sexe	0,001 (0,002)	-	0,004 (0,009)	-
% Trimestre 4	-	0,0001 (0,002)	-	0,005 (0,011)
Caractéristiques individuelles				
Même sexe	0,0001 (0,001)	-	-	-
Trimestre 4	-	-0,002 (0,001)	-	-
<i>N</i>	21323	21323	14771	14771

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants (deux premières colonnes) et femmes sans enfant âgées de 21 à 35 ans (deux dernières colonnes).

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} et à la 2^{ème} naissance, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité et de cohorte.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Annexe 9.4 : Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant eu leur second enfant au 4^{ème} trimestre, par taille de voisinage

Taille du voisinage:	2	3	4	5	6
Probabilité que le 2ème enfant soit né au 4ème trimestre	26,0	25,0	23,1	25,8	26,0
Probabilité que le 2ème enfant ne soit pas né au 4ème trimestre	74,0	75,0	76,9	74,2	74,0
N	2384	1724	1157	773	509
Nombre de mères dont le 2ème enfant est né au 4ème trimestre	Distribution observée de voisinage (distribution aléatoire de voisinage)				
0	54,99 (54,82)	42,58 (42,25)	35,78 (34,97)	23,67 (22,49)	16,50 (16,46)
1	38,09 (38,44)	41,47 (42,16)	40,71 (42,01)	37,13 (39,10)	35,36 (34,64)
2	6,92 (6,74)	14,44 (14,02)	19,19 (18,93)	27,55 (27,19)	28,88 (30,38)
3	-	1,51 (1,55)	3,98 (3,79)	9,96 (9,46)	15,13 (14,21)
4	-	-	0,35 (0,28)	1,55 (1,65)	3,34 (3,73)
5	-	-	-	0,13 (0,11)	0,79 (0,53)
6 et plus	-	-	-	-	0,00 (0,03)
	Test d'adéquation de la distribution observée à la distribution aléatoire				
Statistique du Khi-2	0,21	0,48	1,01	1,52	1,48
P-value	0,90	0,90	0,90	0,90	0,95

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : la colonne 'taille du voisinage = 2' correspond aux voisinages dans lesquels nous observons seulement deux familles correspondant à notre champ. Dans ces voisinages, la proportion de familles dans laquelle le second enfant est né au 4^{ème} trimestre est de 26%. Dans les voisinages de taille 2, nous observons 54,99% de voisinages sans familles où le second enfant est né au 4^{ème} trimestre, 38,09% de voisinages dans lesquels il y en a une et 6,92% de voisinages où toutes les familles ont eu un second enfant au 4^{ème} trimestre. Si ces familles étaient distribuées aléatoirement entre les voisinages de taille 2, nous observerions respectivement 54,82%, 38,44% et 6,74% de voisinages. Un test du Khi-2 ne rejette pas l'hypothèse de distribution aléatoire. Nous trouvons le même résultat pour les voisinages de taille supérieure.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Annexe 9.5 : Différences démographiques moyennes dans le voisinage et trimestre de naissance du second enfant

	Age	Age à la 1ère naissance	Nat. française	Diplôme	Nombre d'enfants	Participation
Trimestre de naissance du second enfant						
Trimestre 4	30,99 (0,04)	22,98 (0,04)	0,912 (0,003)	0,710 (0,005)	2,389 (0,008)	0,585 (0,006)
Trimestre 1-3	31,06 (0,02)	22,90 (0,02)	0,911 (0,002)	0,712 (0,003)	2,393 (0,005)	0,601 (0,003)
Diff	-0,07 (0,04)	0,08 (0,05)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,006)	-0,005 (0,010)	-0,017*** (0,006)

Degré de significativité : *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Annexe 9.6 : Conditions pour interpréter les discontinuités entre participation des mères et différence d'âge entre les deux aînés comme le résultat d'un choc exogène de fécondité

Cette annexe vise à expliciter les conditions sous lesquelles on peut interpréter les discontinuités entre la participation des mères et la différence d'âge entre les deux aînés (D) comme le résultat d'un choc exogène de fécondité (z).

On note P la participation d'une mère au marché du travail. On note $D = 1, \dots, k, \dots, K$ les modalités de différences d'âge observées (en trimestres), et $D^* = 1, \dots, k, \dots, K$ les modalités de différences d'âge souhaitées par les parents (en trimestres). On appelle $z = D - D^*$ le choc de fécondité aléatoire. Pour simplifier l'exposé, on suppose qu'il n'existe que deux valeurs possibles pour le choc de fécondité : $z = 0$ (et $D = D^*$) ou $z = 1$ (et $D = D^* + 1$). On suppose que z est indépendant de D^* et on note $q = p(z = 0) = 1 - p(z = 1)$, c'est-à-dire la probabilité qu'il n'y ait pas de choc de fécondité et que la naissance ait lieu le trimestre choisi. On considère le modèle suivant :

$$P = a_D + b_{D^*} + u$$

où u désigne un terme d'erreur et les paramètres a_D et b_{D^*} capturent respectivement l'effet de la différence d'âge observée D et celle souhaitée D^* sur la participation.

Pour un nombre de trimestres k donné, on a $d_k = a_k - a_{k-1}$ l'effet réel sur la participation d'avoir $D = k$ plutôt que $D = k-1$ du fait du choc de fécondité (à D^* constant), et $d_k^* = b_k - b_{k-1}$ la différence de participation entre les familles qui ont choisi $D^* = k$ et les familles qui ont choisi $D^* = k-1$. La différence de taux de participation conditionnellement à la différence d'âge observée peut s'écrire :

$$S_k = E(P / D=k) - E(P / D=k-1) = d_k + qd_k^* + (1-q)d_{k-1}^*$$

Cette expression met en évidence le fait qu'observer des variations du taux de participation (S_k) est en général insuffisant pour identifier d_k . En effet, toute variation du taux de participation résultant d'une variation de D s'explique à la fois par l'effet réel de la différence d'âge (d_k) et par l'effet de composition (d_k^*).

Supposons que l'on observe une discontinuité dans la relation entre le taux de participation conditionnel $E(P / D)$ et D . En particulier, admettons qu'il existe des k tels que $S_{k-1} = 0$, $S_k > 0$ and $S_{k+1} = 0$. Autrement dit, il existe des différences d'âge exprimées en

trimestres telles que, lorsque la différence d'âge passe de $k-2$ trimestres à $k-1$ trimestres ou de k à $k+1$ trimestres, le taux de participation espéré ne varie pas, alors que si elle passe de $k-1$ à k trimestres, le taux de participation espéré s'accroît significativement.

Si on suppose que les d et les d^* sont non négatifs, $S_{k-1} = 0 \rightarrow d_{k-1} = d_{k-1}^* = d_{k-2}^* = 0$. De même, $S_{k+1} = 0 \rightarrow d_{k+1} = d_{k+1}^* = d_k^* = 0$. Puisque $d_k^* = 0$ et $d_{k-1}^* = 0$, $S_k > 0 \rightarrow d_k > 0$. Il faut donc deux hypothèses identificatrices pour isoler l'effet du choc exogène de fécondité (d_k) sur la participation :

- les d sont non négatifs, c'est-à-dire qu'un accroissement de la différence d'âge n'affecte pas négativement, en tant que tel, la participation.
- les d^* sont non négatifs, c'est-à-dire que les mères ayant une propension plus forte à travailler ne choisissent pas une différence d'âge plus faible que les autres.

Sous ces hypothèses identificatrices, la discontinuité nous permet d'identifier l'effet du choc exogène de fécondité sur la participation au marché du travail. Nous supposons donc que ces hypothèses sont vérifiées pour des différences d'âge relativement faibles (inférieures ou égales à trois ans).

Annexe 9.7 : Effet de la différence d'âge entre les deux aînés et de la distribution des différences d'âge dans le voisinage sur la participation des mères

Différence d'âge entre les deux aînés (en trimestres)	Effet de la différence d'âge (D = k) sur la participation des mères	Effet de la distribution des différences d'âge dans le voisinage (% (D = k)) sur la participation des mères
4	-0,19*** (0,02)	-0,10*** (0,03)
5	-0,18*** (0,02)	-0,09*** (0,02)
6	-0,15*** (0,01)	-0,12*** (0,02)
7	-0,08*** (0,01)	-0,02 (0,02)
8	-0,08*** (0,01)	-0,06** (0,02)
9	-0,06*** (0,01)	0,03 (0,02)
10	-0,03*** (0,01)	-0,01 (0,02)
11	-0,03*** (0,01)	-0,04** (0,02)
R^2	0,02	0,01
N	31311	31311

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. La deuxième colonne donne les résultats de la régression de la participation d'une mère sur un ensemble de variables indicatrices donnant la différence d'âge entre ses deux aînés (par exemple, si ses deux aînés ont un an d'écart, la variable « différence d'âge entre ses deux aînés = 4 » sera égale à 1 et toutes les autres indicatrices de différences d'âge seront égales à 0). La troisième colonne donne les résultats de la régression de la participation d'une mère sur un ensemble de variables décrivant la distribution des différences d'âge observées entre les deux aînés de chaque famille dans le voisinage.

SOURCE : enquêtes Emploi 1990-2001, Insee.

Bibliographie

- Achin, C., Méda, D. et Wierink, M. (2005), “Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité”, *Document d'études Dares* 91.
- Adserà, A. (2004), “Changing Fertility Rates in Developed Countries. The Impact of Labour Market Institutions”, *Journal of Population Economics* 17(1), 17-43.
- Afsa, C. (1998), “L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique pour l'emploi”, *Insee Première* (569).
- Agüero, J. M. et Marks, M. S. (2008), “Motherhood and Female Labor Force Participation: Evidence from Infertility Shocks”, *American Economic Review* 98(2), 500-504.
- Akerlof, G. A. et Kranton, R. E. (2000), “Economics and Identity”, *Quarterly Journal of Economics* 115(3), 715-753.
- Alesina, A., Glaeser, E. L. et Sacerdote, B. L. (2006), “Work and Leisure in the US and Europe: Why so Different?”, *NBER macroeconomics annual 2005, MIT Press 2006*.
- Aliaga, C. (2005), “Conciliation entre vie professionnelle et vie familiale : des écarts entre les hommes et les femmes”, *Statistiques en bref, série population et conditions sociales* (4).
- Angrist, J. D. (2001), “Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice”, *Journal of Business and Economic Statistics* 19(1), 2-16.
- Angrist, J. D. et Evans, W. N. (1996), “Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size”, *NBER Working Paper* 5778.
- Angrist, J. D. et Evans, W. N. (1998), “Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size”, *American Economic Review* 88(3), 450-477.
- Angrist, J. D. et Krueger, A. B. (1991), “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics* 106(4), 979-1014.
- Angrist, J. D. et Krueger, A. B. (1995), “Split Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling”, *Journal of Business and Economic Statistics* 13(2), JBES Symposium on Program and Policy Evaluation, 225-235.

- Angrist, J. D. et Krueger, A. B. (2001), "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments", *Journal of Economic Perspectives* 15(4), 69-85.
- Angrist, J. D. et Lang, K. (2004), "Does School Integration Generate Peer Effects? Evidence from Boston's METCO Program", *American Economic Review* 94(5), 1613-1634.
- Anxo, D., Flood, L. et Kocoglu, Y. (2002), "Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison entre la France et la Suède", *Economie et Statistique* (352-353), 127-150.
- Astone, N. M., Kim, Y. J., Rothert, K., Schoen, R. et Standish, N. J. (2002), "Women's employment, marital happiness, and divorce", *Social forces* 81(2), 643-662.
- Barrère-Maurisson, M. A. et Lemièrre, S. (2006), "Entre statut professionnel et politique familiale : l'emploi des assistantes maternelles en France", *Enfances, Familles, Générations* (4), n° spécial « Conciliation famille-travail : perspectives internationales ».
- Bauer, D. et Penet, S. (2005), "Le congé de paternité", *Etudes et Résultats* (442).
- Beaumel, C., Richet-Mastain, L. et Vatan, M. (2007), "La situation démographique en 2005 - mouvement de la population", *Insee Résultats* (66).
- Becker, G. S. (1960), An Economic Analysis of Fertility, In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, ed. par Becker G. S., Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Becker, G. S. (1965), "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal* 75(299), 493-517.
- Becker, G. S. (1974), "Is Economic Theory With It? On the Relevance of the New Economics of the Family", *American Economic Review* 64(2), Papers and Proceedings of the Eighty-sixth Annual Meeting of the American Economic Association, 317-319.
- Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1992), "Fertility and the Economy", *Journal of Population Economics* 5(3), 185-201.
- Becker, G. S. et Lewis, H. G. (1973), "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy* 81(2), Part 2: New Economic Approaches to Fertility, 279-288.
- Becker, G. S. et Tomes, N. (1976), "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy* 84(4-2), 143-162.

- Bellair, P. E. (1997), "Social Interaction and Community Crime: Examining the Importance of Neighbor Networks", *Criminology* (35), 677-704.
- Bellman, R. (1955), "Dynamic programming and multi-stage decision processes of stochastic type", *In Proceedings of the second symposium in linear programming 2*, ed. par Antosiewicz H. A., NBS and USAF Washington D.C., 229-250.
- Berger, E., Chauffaut, D., Olm, C. et Simon, M. O. (2006), "Les bénéficiaires du Complément de libre choix d'activité: une diversité de profils", *Etudes et Résultats* (510).
- Bergström, T. C. (1996), "Economics in a Family Way", *Journal of Economic Literature* (34), 1903-1934.
- Bernhardt, E. M. (1993), "Fertility and Employment", *European Sociological Review* 9(1), 25-42.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D. et Welch, I. (1992), "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades", *The Journal of Political Economy* 100(5), 992-1026.
- Björklund, A. (2006), "Does Family Policy Affect Fertility? Lessons From Sweden", *Journal of Population Economics* 19(1), 3-24.
- Blanpain, N. (2006a), "Scolarisation et modes de garde des enfants âgés de 2 à 6 ans", *Etudes et Résultats* (497).
- Blanpain, N. (2006b), "Garder et faire garder son enfant", *Données sociales*.
- Blau, D. M., Robins, P. K. (1989), "Fertility, Employment and Child Care Costs", *Demography* 26(2), 287-299.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G. et Finlay J. E. (2007), "Fertility, Female Labor Force Participation, and the Demographic Dividend", *NBER Working Paper* 13583.
- Bound, J., Jaeger, D. A. et Baker, R. M. (1995), "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association* 90(430), 443-450.
- Bound, J. et Jaeger, D. A. (1996), "On the Validity of Season of birth as an instrument in Wage equations: a Comment on Angrist and Krueger's "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?"", *NBER Working Paper* 5835.
- Bourguignon, F. et Chiappori, P. A. (1992), "Collective Models of Household Behavior: An Introduction », *European Economic Review* (36), 355-364.

- Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P-A. et Lechene, V. (1994), "Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation", *Journal of Political Economy* 102(6), 1067-1096.
- Bouvard, L., Combes, P. P., Decreuse, B., Laouenan, M., Schmutz, B. et Trannoy, A. (2008), "Géographie du chômage des personnes d'origine africaine - une discrimination vis-à-vis des emplois en contact avec la clientèle", *Document de travail IDEP* 0908.
- Bowen, G. et Finegan, A. T. (1969), *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press.
- Boyer, D. (2004), "les pères bénéficiaires de l'APE : révélateurs de nouvelles pratiques paternelles", *Recherches et Prévisions* (76), 53-62.
- Breton, D. et Prioux, F. (2005), "Deux ou trois enfants? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques", *Population* 60(4), 489-522.
- Brewster, K. L. et Rindfuss, R. R. (1996), "Childrearing and Fertility", *Population Development Review* (22), 258-289.
- Brewster, K. L. et Rindfuss, R. R. (2000), "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations", *Annual Review of Sociology* (26), 271-296.
- Bronars, S. G. et Grogger, J. (1994), "The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twins as a Natural Experiment", *American Economic Review* 84(5), 1141-1156.
- Brown, J., Ivkovich, Z., Smith, P. et Weisbenner, S. (2009), "Neighbors Matter: Causal Community Effects and Stock Market Participation", *Journal of Finance*.
- Browning, M. (1992), "Children and Household Economic Behaviour", *Journal of Economic Literature* 30(3), 1434-1475.
- Caille, J. P. (2001), "Scolarisation à deux ans et réussite de la carrière scolaire au début de l'école élémentaire", *Education et Formations* (60), 7-18.
- Caille, J. P. et Rosenwald, F. (2006), "Les inégalités de réussite à l'école élémentaire : construction et évolution", *In France, portrait social*, Paris : Institut national de la statistique et des études économiques, 115-137.
- Calvó-Armengol, A. et Zenou, Y. (2004), "Social Networks And Crime Decisions: The Role Of Social Structure In Facilitating Delinquent Behavior" *International Economic Review* 45(3), 939-958.
- Carliner, G., Robinson, C. et Tomes, N. (1984), "Lifetime Models of Female Labor Supply, Wage Rates, and Fertility", *Research in Population Economics* (5), 1-27.
- Carneiro, F. G., Loureiro, P. R. et Sachsida, A. (2005), "Crime and Social Interactions: A Developing Country Case Study", *The Journal of Socio-Economics* 34(3), 311-318.

- Caroll, H. C. (1992), "Season of Birth and School Attendance", *British Journal of Educational Psychology* 62(3), 391-396.
- Carter, M. et Katz, E. (1997), "Separate Spheres and the Conjugal Contract: Understanding the Impact of Gender-Biased Development", *In Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Methods, Models and Policies*, ed. par Haddad L., Hoddinott J., et Alderman H.
- Cascio, E. (2006), "Public Preschool and Maternal Labor Supply: Evidence from the Introduction of Kindergartens into American Public Schools", *NBER Working Paper* 12179.
- Case, A. C. et Katz, L. F. (1991), "The Company You Keep: The Effects of Family and Neighbourhood on Disadvantaged Youths", *NBER Working Paper* 3705.
- Cazelli, G., Vallin, J. et Wunsch, G. (2002), *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, Institut National Etudes Démographiques, Paris.
- Chastenet, B. (2005), "L'accueil collectif et en crèches familiales des enfants de moins de six ans en 2004", *Etudes et Résultats* (446).
- Chiappori, P.A. (1992), "Collective Labor Supply and Welfare", *Journal of Political Economy* 100(3), 437-467.
- Choné, P., Le Blanc, D. et Robert Bobée, I. (2004), "Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants", *Economie et Prévision* (162), 23-50.
- Chun, H. et Oh, J. (2002), "An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labour Force Participation of Married Women", *Applied Economics Letters* (9), 631-634.
- Cialdini, R. B., Goldstein, N. J., Griskevicius, V., Kenrick, D. T. et Mortensen, C. R. (2006), "Social Influence: Compliance and Conformity", *Annual Review of Psychology* (55), 591-621.
- Clark, A. E. (2003), "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence From Panel Data", *Journal of Labor Economics* (21), 323-351.
- Clark, A. E., Couprie, H. et Sofer, C. (2004), "La modélisation collective de l'offre de travail : Mise en perspective et application aux données britanniques", *Revue économique* 55(4), 767-790.
- Conley, D. (2004), "The 'True' Effect of Sibship Size and Birth Order? Instrumental Variable Estimates From Exogenous Variation in Fertility", *Eastern Sociological Society Annual Meeting, New York*.
- Connelly, R. (1992), "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation", *The Review of Economics and Statistics* 74(1), 83-90.

- Cooper, R. et John, A. (1988), "Coordinating coordination failures in Keynesian models", *Quarterly Journal of Economics* 103 (3), 441-463.
- Cosnefroy, O., Florin, A. et Guimard, P. (2004), "Trimestre de naissance et parcours scolaire", *Revue Européenne de Psychologie Appliquée* 54(4), 237-246.
- Costa, D. L. (2000), "From Mill Town to Board Room: the Rise in Women's Paid Labor", *Journal of Economic Perspective* 14(4), 101-122.
- Cruces, G. et Galiani, S. (2007), "Fertility and Female Labor Supply in Latin America: New Causal Evidence", *Labour Economics* 14(3), 565-573.
- Cudeville, E. et Recoules, M. (2008), "Conjugal Contract, Gender Wage Discrimination and Social Norms", *Miméo*.
- De Curraize, Y. (2005), "L'extension de la scolarisation en maternelle : une expérience naturelle pour comprendre l'offre de travail des mères de jeunes enfants", *Miméo*.
- DeFronzo, J. (1980), "Female Labor Force Participation and Fertility in 48 States: Cross Sectional and Change Analyses for the 1960- 1970 Decade", *Sociology and Social Research* 64(2), 263-278.
- Del Boca, D. (2002), "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy", *Journal of Population Economics* 15(3), 549-573.
- Del Boca, D., Aaberge, R., Colombino, U., Ermisch, J., Francesconi, M., Pasqua, S. et Strøm, S. (2005), "Labour Market Participation of Women and Fertility: the Effect of Social Policies", In *Labor Market Participation and Fertility of Women: the Effect of Social Policies*, ed. par Boeri, Del Boca et Pissarides, Oxford University Press, 121-264.
- Desvaux, G., Devillard, S. et Baumgarten, P. (2007), "Women matter: la mixité levier de performance de l'entreprise", *McKinsey & Company*.
- Desvaux, G. et Devillard, S. (2008), "Women matter 2: le leadership au féminin, un atout pour la performance de demain", *McKinsey & Company*.
- Deutsch, M. et Gerard, H. B. (1955), "A Study of Normative and Informational Social Influences upon Individual Judgement", *Journal of Abnormal and Social Psychology* (51), 629-636.
- DeVaney, B. (1983), "An Analysis of Variations in U.S. Fertility and Female Labor Force Participation Trends", *Demography* 20(2), 147-161.
- Dietz, R. (2001), "Estimation of Neighbourhood Effects in the Social Sciences: An Interdisciplinary Literature Review", *Social Sciences Research* 31(4), 539-575.
- Drew, E. (2005), "Le congé parental dans les Etats membres du Conseil de l'Europe", *Conseil de l'Europe*.

- Durlauf, S. N. (2004), "Neighborhood Effects", *In Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, ed. par Henderson J. V. et Thisse J. F., Amsterdam: North Holland.
- Ezzaouali, W. (2003), "L'effet des enfants sur l'offre de travail des mères : cas du Canada", Mémoire de maîtrise en économie, Université du Québec à Montréal.
- Fabre, D. (2005), "Les modes d'accueil pour la petite enfance en Ile-de-France", Rapport de la Commission de la santé, de la solidarité et de la petite enfance.
- Fernandez, R., Fogli, A. et Olivetti, C. (2004), "Mothers and Sons: Preference Development and Female Labor Force Dynamics," *Quarterly Journal of Economics* 119(4), 1249-1299.
- Fernandez, R. et Fogli, A. (2005), "Culture: an Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility", *NBER Working Paper* 11268.
- Ferrero, D. et Iza, A. (2004), "Skill Premium Effects on Fertility and Female Labor Force Supply", *Journal of Population Economics* 17(1), 1-16.
- Ferrier, J. (2003), "L'avance et le retard scolaires à l'école élémentaire et au collège", *Les Cahiers de l'Education* (23), 9-18.
- Fleisher, B. M. et Rhodes, G. F. (1979), "Fertility, Women's Wage Rates, and Labor Supply", *American Economic Review* 69(1), 14-24.
- Fogli, A. et Veldkamp, L. (2007), "Nature or Nurture? Learning and Female Labor Force Dynamics", *CEPR Discussion Papers* 6324.
- Foley, M. C. et York, G. A. (2005), "The Effect of Children on Female Labour Supply in the United States From 1950 to 2000", *Mimeo*.
- Fouquet, A., Gauvin, A. et Letablier, M. T. (1999), "Des contrats sociaux entre les sexes différents selon les pays de l'Union européenne", *In Egalité entre les femmes et les hommes : aspects économiques*, rapport n°15 du Conseil d'analyse économique sous la direction de B. Majnoni d'Intignano, La Documentation française.
- Francesconi, M. (2002), "A Joint Dynamic Model of Fertility and work of Married Women", *Journal of Labour Economics* 20(2-1), 336-380.
- Galor, O. et Weil, D. N. (1996), "The Gender Gap, Fertility and Growth", *American Economic Review* 86(3), 374-387.
- Gangadharan, J. et Rosenbloom, J. L. (1999), "The Effects of Childbearing on Married Women's Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment", *Journal of Human Resources* 34(3), 449-474.
- Garner, H., Méda, D. et Sénik, C. (2004), "La difficile conciliation entre vie professionnelle et vie familiale", *Premières Synthèses* 50(3).

- Gelbach, J. B. (2002), "Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply", *American Economic Review* 92(1), 307-322.
- Glaeser, E., Sacerdote, B. I. et Scheinkman, J. A. (1996), "Crime and Social Interactions", *Quarterly Journal of Economics* 111(2), 507-548.
- Glaeser, E. L., Sacerdote, B. L. et Scheinkman, J. A. (2003), "The Social Multiplier", *Journal of the European Economic Association* 2(3), 345-355.
- Gnoth, C., Godehardt, D., Godehardt, E., Frank-Herrmann, P. et Freundl, G. (2003), "Time to Pregnancy: Results of the German Prospective Study and Impact on the Management of Infertility", *Human Reproduction* 18(9), 1959-1966.
- Goldin, C. (1990), *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*, Oxford University Press.
- Goldin, C. (1991), "The Role of WWII in the Rise of Women's Employment", *American Economic Review* 81(4), 741-756.
- Goldin, C. (2006), "The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education and Family", *American Economic Review* 96(2), 1-21.
- Goldin, C. et Katz, L. (2002), "The Power of the Pill: Oral Contraceptive and Women's Career and Marriage Decisions", *Journal of Political Economy* 110(4), 730-770.
- Gould, E. D. et Kaplan, T. R. (2007), "Learning Unethical Practices from a Co-worker: The Peer Effect of Jose Canseco", *CEPR Discussion Paper* 6550.
- Goux, D. et Maurin, E. (2005), "The Effect of Overcrowded Housing on Children's Performance at School", *Journal of Public Economics* (89), 797-819.
- Goux, D. et Maurin, E. (2007), "Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School", *Economic Journal* 117(523), 1193-1215.
- Goux, D. et Maurin, E. (2008), "Preschool Enrolment, Mothers' Participation in the Labour Market, and Children's Subsequent Outcomes", *Miméo*.
- Granovetter, M. (1983), "The Strength of Weak Ties: a Network Theory Revisited", *Sociological Theory* (1), 201-233.
- Grinblatt, M., Keloharju, M. et Ikaheimo, S. (2008), "Social Influence and Consumption: Evidence from the Automobile Purchases of Neighbours", *Review of Economics and Statistics* 90(4), 735-753.
- Grodner, A. et Kniesner, T. J. (2006), "An Empirical Model of Labor Supply with Social Interactions: Econometric Issues and Tax Policies Implications", *Miméo*.
- Guimond, S. (1999), "Attitude Change During College: Normative or Informational Social Influence", *Social Psychology of Education* (2), 237-261.

- Gustafsson, S. (2005), "Having Kids Later. Economic Analyses for Industrialized Countries", *Review of Economics of the Household* (3), 5-16.
- Haddad, L. et Hoddinott, J. (1995), "Household Expenditures, Child Anthropomorphic Status and the Intrahousehold Division of Income: Evidence from the Cote d'Ivoire", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57(1), 77-96.
- Heckman, J. J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement* (5), 475-492.
- Heckman, J. J. (1978), "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *Econometrica* 46(4), 931-959.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* 47(1), 153-161.
- Heckman, J. J. et Macurdy, T. E. (1985), "A simultaneous equations linear probability model", *The Canadian Journal of Economics* 18(1), 28-37.
- Heckman, J.J. et Willis, R. J. (1976), "Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach", *In Household Production and Consumption*, ed. par Terleckyi N., New York: Columbia University Press.
- Héran, F. (1986), "Comment les Français voisinent", *Economie et Statistique* (195), 43-59.
- Herbst, C. M. et Barnow, B. S. (2008), "Close to Home: A Simultaneous Equations Model of the Relationship between Child Care Accessibility and Female Labor Force Participation", *Journal of Family and Economic Issues* 29 (1), 128-151.
- Hofferth, S. L. et Curtin, S. C. (2003), "The Impact of Parental Leave on Maternal Return to Work after Childbirth in the United States", *OECD Social Employment and Migration Working Papers* (7).
- Hotz, V. J. (1980), *A Life Cycle Model of Fertility and Married Women's Labour Supply*, Phd Dissertation, University of Wisconsin, Department of Economics.
- Hotz, V. J. et Miller, R. A. (1988), "An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply", *Econometrica* 56(1), 91-118.
- Hout, M. (1978), "The Determinants of Marital Fertility in the United States: 1968-1970: Inferences From a Dynamic Model", *Demography* 15(2), 139-159.
- Hoxby, C. (2000), "Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation", *NBER working paper* 7867.
- Iacovou, M. (2001), "Fertility and Female Labour Supply", *ISER Working Paper* 2001-19.

- Ioannides, Y. M. (2002), "Residential Neighbourhood Effects", *Regional Science and Urban Economics* 32(2), 145-165.
- Ioannides, Y. M. (2003), "Interactive Property Valuations", *Journal of Urban Economics* (56), 435-457.
- Ioannides, Y. M. (2006), "Empirics of Social Interactions", *In the New Palgrave Dictionary of Economics*, second edition, ed. par Blume et Durlauf.
- Ioannides, Y. M. et Zabel, J. E. (2003), "Neighbourhood Effects and Housing Demand", *Journal of Applied Econometric* (18), 563-584.
- Kestenbaum, B. (1987), "Seasonality of Birth: Two Findings from the Decennial Census", *Social Biology* 34(3-4), 244-248.
- Klasen, S. (1999), "Does Gender Inequality Reduce Growth and Development?", *World Bank Policy Research Report Working Paper* 7.
- Klasen, S. et Lamanna, F. (2008), "The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth in Developing Countries: Updates and Extensions", *Ibero America Institute for Economic Research Discussion Paper* 175.
- Kling, J. R., Liebman, J. et Katz, L. R. (2007), "Experimental Analysis of Neighbourhood Effects", *Econometrica* 75(1), 83-119.
- Knoblock, H. et Pasamanick, B. (1958), "Seasonal Variation in the Births of the Mentally Deficient", *American Journal of Public Health* 48(9), 1201-1208.
- Kögel, T. (2004), "Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries Really Change its Sign?", *Journal of Population Economics* 17(1), 45-65.
- Kravdal, O. (1996), "How the Local Supply of Day-Care Centres Influences Fertility in Norway: A Parity-Specific Approach", *Population Research and Policy Review* (15), 201-218.
- Lalive, R. et Zweimüller, J. (2009), "How Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-Work? Evidence from Two Natural Experiments", *Quarterly Journal of Economics* 124(3), à paraître.
- Letablier, M. T., Luci, A., Math, A. et Thévenon, O. (2009) "The Costs of Raising Children and the Effectiveness of Policies to Support Parenthood in European Countries: a Literature Review", *INED Working Paper* 158.
- Laroque, G. et Salanie, B. (2008), "Does Fertility respond to Financial Incentives", *IZA Discussion Paper* 3575.

- Levitt, S. D (1999), "The Exaggerated Role of Changing Age Structure in Explaining Aggregate Crime Changes", *Criminology* (37), 537-599.
- Link, C. R. et Settle, R. F. (1981), "A Simultaneous Equation Model of Labor Supply, Fertility and Earnings of Married Women: The Case of Registered Nurses", *Southern Economic Journal* 47(4), 977-989.
- Livingston, R. B., Adam, S. et Bracha, H. S. (1993), "Season of Birth and Neurodevelopmental Disorders: Summer Birth is Associated with Dyslexia", *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 32(3), 612-616.
- Lopez-Claros, A. et Zahidi, S. (2005), "Women's Empowerment: Measuring the Global Gender Gap", World Economic Forum 2005.
- Lundberg, S. et Pollak, R. (1996), "Bargaining and Distribution in Marriage", *Journal of Economic Perspectives* 10(4), 139-158.
- Mahieu, R. (2005), "La PAJE après 18 mois de montée en charge", *Recherches et Prévisions* (82).
- Majnoni d'Intignano, B. (1999), *Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, rapport n°15 du Conseil d'analyse économique, La Documentation française.
- Manser, M. et Brown, M. (1980), "Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis", *International Economic Review* 21(1), 31-44.
- Manski, C. F. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects : The Reflection Problem", *Review of Economic Studies* (60), 531-542.
- Marc, C. (2004), "L'influence des conditions d'emploi sur le recours à l'APE : Une analyse économique du comportement d'activité des femmes", *Recherches et Prévisions* (75), 21-38.
- Marchand, O. et Thélot C. (1991), *Deux siècles de travail en France*, Insee.
- Martin, J. (1998), "Politique familiale et travail des mères de famille : perspective historique 1942-1982", *Population* (6), 1119-1152.
- Martin, P. et Papon, M. (2008), *Accueil des jeunes enfants : pour un nouveau service public*, Rapport d'information n°47, fait au nom de la Commission des affaires culturelles.
- Maurin, E. et Moschion, J. (2009), "The Social Multiplier and Labour Market Participation of Mothers", *American Economic Journal: Applied Economics* 1(1), 251-272.
- Mc Elroy, M. et Horney, M. (1981), "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand", *International Economic Review* 22(2), 333-349.

- Méda, D. (2006), “Comment augmenter les taux d’emploi féminins ?”, *Connaissance de l’emploi* (27).
- Méda, D., Simon, M. O. et Wierink, M. (2003), “Pourquoi certaines femmes s’arrêtent-elles de travailler à la naissance d’un enfant ?”, *Premières Synthèses* (29.2).
- Mincer, J. (1963), “Opportunity Costs and Income Effects”, *In Measurement in Economics*, ed. par Christ C. et al., Stanford, CA: Stanford University Press.
- Moffitt, R. (1982), “Postwar Fertility Cycles and the Easterlin Hypothesis: A Life-Cycle Approach”, *Research in Population Economics* (4), 237-252.
- Moffitt, R. (1984), “Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model”, *Review of Economic Studies* 51(2), 263-278.
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D. et Ecob, R. (1988), *School Matters: The Junior Years*, Somerset UK: Open Books, Paul Chapman Educational Publishing.
- Neumark, D. et Postlewaite, A. (1998), “Relative Income Concerns and the Rise in Married Women's Employment”, *Journal of Public Economics* (70), 157-183.
- O'Callaghan, E., Gibson, T., Colohan, H. A., Walshe, D., Buckley, P., Larkin, C. et Waddington, J. L. (1991), “Season of Birth in Schizophrenia: Evidence for Confinement of an Excess of Winter Births to Patients Without a Family History of Mental Disorder”, *British Journal of Psychiatry* (158), 764–769.
- Observatoire national de la petite enfance (2006), “L’accueil du jeune enfant en 2005 : données statistiques”, Cnaf.
- OCDE (2002), *Bébés et employeurs, comment réconcilier travail et vie de famille*, volume 1 : Australie, Danemark et Pays-Bas.
- Oreopoulos, P. (2008), “Neighbourhood Effects in Canada: a Critique”, *Canadian Public Policy* 34(2), 237-258.
- Pailhé, A. et Solaz, A. (2006), “Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes”, *Population et Société* (426).
- Péresse, V. (2007), *Mieux articuler vie familiale et vie professionnelle*, Rapport pour D. de Villepin.
- Perraudin, C. et Pucci, M. (2007), “Le coût des services de garde : les effets sur l’offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde”, *Dossiers santé et solidarité* (1), 1-26.
- Piketty, T. (2005), “L’impact de l’allocation parentale d’éducation sur l’activité féminine et la fécondité en France 1982-2002”, *In Histoires de familles, histoires familiales*, ed. par Lefevre C., Les Cahiers de l’Ined, Paris.

- Pissarides, C. (2006), "Lisbon Five Years Later : What Future for European Employment and Growth ?" Keynote Address delivered at the Austrian Presidency Conference on *Innovations in Labour Market Policies : Challenges in Times of Globalisation*.
- Pla, A. (2008), "Bilan démographique 2007 : des naissances toujours très nombreuses", *Insee Première* (1170).
- Powell, L. M. (2002), "Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers", *The Journal of Human Resources* 37(1), 106-128.
- Ribar, D. C. (1992), "Child Care and the Labor Supply of Married Women: Reduced Form Evidence", *The Journal of Human Resources* 27(1), 134-165.
- Robinson, C. et Tomes, N. (1982), "Family Labour Supply and Fertility: A Two-Regime Model", *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* 15(4), 706-734.
- Ronsen, M. et Sundström, M. (1999), "Public Policies and the Employment Dynamics Among New Mothers – A Comparison of Finland, Norway and Sweden", *Discussion Papers Statistics Norway* (263).
- Rosenzweig, M. R. et Schultz, T. P. (1984), "The Demand for and Supply of Births: Fertility and its Life Cycle Consequences", *American Economic Review* 75(5), 992-1015.
- Rosenzweig, M. R. et Wolpin, K. I. (1980), "Lifecycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences From Household Models", *Journal of Political Economy* 88(2), 328-348.
- Rosenzweig, M. R. et Wolpin K. I. (2000), "Natural "Natural Experiments" in Economics", *Journal of Economic Literature* 38(4), 827-874.
- Sacerdote, B. I. (2001), "Peer Effects with Random Assignment : Results for Dartmouth Roommates.", *Quarterly Journal of Economics* 116(2), 681–704.
- Sardon, J. P. (2006), "Evolution démographique récente des pays développés", *Population* 61(3), 227-300.
- Schultz, T. P. (1978), "The Influence of Fertility on Labor Supply of Married Women: Simultaneous Equation Estimates", *Research in Labor Economics* (2), 273-351.
- Schultz, T. P. (1990), "Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility", *Journal of Human Resources* 25(4), 599-634.
- Sham, P. C., O'Callaghan, E., Takei, N., Murray, G. K., Hare, E. H. et Murray, R. M. (1992), "Schizophrenia Following Prenatal Exposure to Influenza Epidemics Between 1930 and 1960", *British Journal of Psychiatry* (160), 461-466.

- Smith-Lovin, L. et Tickamyer, A. R. (1978), "Non Recursive Models of Labor Force Participation, Fertility Behavior and Sex Role Attitudes", *American Sociological Review* 43(4), 541-557.
- Sofer, C. (1999), "Modélisation économique de la prise de décision dans la famille", In *Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, rapport n°15 du Conseil d'analyse économique sous la direction de B. Majnoni d'Intignano, La Documentation française.
- Solon, G., Page, M. E. et Duncan, G. J. (2000), "Correlation between Neighboring Children in their Subsequent Educational Attainment", *Review of Economics and Statistics* 82(3), 383-392.
- Thévenon, O. (2004), "Les enjeux pour l'emploi féminin de la stratégie européenne pour l'emploi", *Revue de l'OFCE* (90), 379-417.
- Thévenon, O. (2007), "Family-Friendly Policies, Fertility, Poverty and Gender Inequalities in the Labour Market : Which Relationships and Disparities in OECD Countries ?", *Mimeo*.
- Waite, L. J. et Stolzenberg, R. M. (1976), "Intended Childbearing and Labor Force Participation of Young Women: Insights From Non-Recursive Models", *American Sociological Review* 41(2), 235-252.
- Watson, C. G., Kucala, T., Tilleskjor, C. et Jacobs, L. (1984), "Schizophrenic Birth Seasonality in Relation to the Incidence of Infectious Diseases and Temperature Extremes", *Archives of General Psychiatry* 41(1), 85-90.
- Weimann, G. (1980), "Conversation Networks as Communication Networks", Abstract of Ph.D. dissertation, University of Haifa, Israel.
- Weiss, Y. (1972), "On the Optimal Lifetime Pattern of Labour Supply", *Economic Journal* 82(328), 1293-1315.
- Weiss, Y. et Gronau, R. (1981), "Expected Interruptions in Labour Force Participation and Sex-Related Differences in Earnings Growth", *Review of Economic Studies* 48(4), 607-619.
- Wilde, J. (2005), "A Note on GMM-estimation of Probit Models with Endogenous Regressors", *IWH Discussion Paper* 4.
- Williams, P., Davies, P., Evans, R. et Ferguson, N. (1970), "Season of Birth and Cognitive Development", *Nature* (228), 1033-1036.
- Willis, R. J. (1973), "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy* 81(2), 14-64.

- Woittiez, I. et Kapteyn, A. (1998), "Social Interactions and Habit Formation in a Model of Female Labour Supply", *Journal of Public Economics* (70), 185-205.
- Zenou, Y. (2003), "The Spatial Aspects of Crime", *Journal of the European Economic Association* 1(2/3), 459-467.

Liste des tableaux

4.1	Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus	65
4.2	Fécondité et offre de travail des mères en fonction du sexe des deux aînés	67
4.3	Estimations de Wald	68
4.4	Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés	70
4.5	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d’avoir un troisième enfant	75
4.6	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail des mères	76
4.7	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail et l’emploi des mères	78
4.8	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail en utilisant conjointement ‘ <i>Même sexe</i> ’ et ‘ <i>Jumeaux-2</i> ’	81
4.9	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail des pères	83
4.10	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail des mères conditionnellement à l’âge du benjamin	85
4.11	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail des mères conditionnellement au niveau d’études	87
4.12	Effet du troisième enfant sur l’offre de travail des mères conditionnellement à la taille de la ville de résidence	90
5.1	Taux d’activité des femmes et taux de fécondité en 2004	97
6.1	Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont au moins un a moins de trois ans	118
6.2	Impact de l’Allocation parentale d’éducation sur la participation des mères au marché du travail	122
6.3	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d’avoir un troisième enfant	128
6.4	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d’avoir un troisième enfant en fonction du diplôme de la mère	129
6.5	Effet d’avoir plus de deux enfants sur l’offre de travail des mères	130
6.6	Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés	135

6.7	Effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme	137
6.8	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères	138
6.9	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères Instrument ' <i>Jumeaux-2</i> '	140
6.10	Effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères	142
7.1	Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont l'un des trois premiers enfants a deux ans	155
7.2	Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant 2 enfants ou plus et dont l'un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans	157
7.3	Nombre théorique et nombre observé de familles ayant des aînés de même sexe suivant le taux de scolarisation à deux ans	161
7.4	Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés	162
7.5	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant Un des trois premiers enfants a deux ans	165
7.6	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant Un des trois premiers enfants a entre deux et dix ans	166
7.7	Effet d'avoir des jumeaux en deuxième naissance sur la probabilité d'avoir un troisième enfant	167
7.8	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères Instrument ' <i>Même sexe</i> '	168
7.9	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères Instrument ' <i>Jumeaux-2</i> '	170
7.10	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères Instrument ' <i>Même sexe</i> '	171
7.11	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des pères Instrument ' <i>Jumeaux-2</i> '	171
7.12	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères en fonction de leur diplôme - instrument ' <i>Même sexe</i> '	173
7.13	Effet d'avoir plus de deux enfants sur l'offre de travail des mères en fonction de leur diplôme - instrument ' <i>Jumeaux-2</i> '	174
7.14	Effet d'avoir plus d'un enfant sur l'offre de travail des mères	176
9.1	Fécondité et offre de travail des mères en fonction du sexe des deux aînés	206

9.2	Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés et au trimestre de naissance du second enfant	207
9.3	Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant des aînés de même sexe	209
9.4	Différences démographiques moyennes dans le voisinage et sexe des deux aînés	210
9.5	Participation au marché du travail en fonction du niveau d'éducation et de la possibilité de percevoir l'APE de rang 2	212
9.6	Mesure des interactions sociales en utilisant le sexe des aînés des voisines comme instrument	215
9.7	Comparaison entre les estimations par les MCO et les DMC suivant le nombre de voisines dans l'aire	217
9.8	Participation au marché du travail en fonction du niveau d'éducation	222
9.9	Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères dont le second enfant est né au quatrième trimestre	223
9.10	Comparaison entre les deux instruments : ' <i>même sexe</i> ' (Z_1) et ' <i>trimestre de naissance</i> ' (Z_2)	225
9.11	Probabilité d'activité des mères conditionnellement à la différence d'âge entre les deux aînés	227
9.12	Evaluation des interactions sociales à partir d'une régression avec discontinuité	229
A.4.2	Effet du sexe des deux aînés sur la participation des mères au marché du travail	246
A.4.3	Effet du sexe des deux aînés sur le nombre d'heures travaillées par les mères en emploi	247
A.4.4	Estimations par probits et probits instrumentés de l'effet du troisième enfant sur la participation au marché du travail	248
A.4.5	Effet d'avoir des jumeaux de rang deux sur la fécondité et l'offre de travail des mères	249
A.4.6	Effet du troisième enfant sur la participation au marché du travail Recensement de 1990	253
A.4.7	Effet du troisième enfant sur la participation des mères au marché du travail conditionnellement à l'âge du benjamin - recensement de 1990	254
A.4.8	Effet du troisième enfant sur la participation des mères au marché du travail conditionnellement au niveau d'études - recensement de 1990	255
A.4.9	Effet du troisième enfant sur la participation des mères au marché du travail conditionnellement à la taille de la ville de résidence - recensement de 1990	256

A.6.1	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d’avoir un troisième enfant	
	Résultats complets	261
A.6.2	Effet d’avoir plus de deux enfants sur l’offre de travail des mères	
	Résultats complets	262
A.6.3	Effet d’avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme - instrument ‘ <i>Jumeaux-2</i> ’	263
A.6.4	Effet d’avoir plus d’un enfant sur la participation des mères au marché du travail en fonction de leur diplôme	264
A.7.2	Effet du sexe des deux aînés sur la probabilité d’avoir un troisième enfant	
	Résultats complets	266
A.7.3	Effet d’avoir plus de deux enfants sur l’offre de travail des mères	
	Instrument ‘ <i>Même sexe</i> ’ (un des trois premiers enfants a deux ans)	267
A.9.1	Effet des caractéristiques sociodémographiques d’une mère sur ses comportements de fécondité et d’offre de travail	273
A.9.2	Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant des aînés de même sexe, par taille de voisinage	274
A.9.3	Effet des deux instruments (‘ <i>même sexe</i> ’ et ‘ <i>trimestre de naissance</i> ’) sur la participation des pères et des femmes sans enfant	275
A.9.4	Distribution du nombre de voisinages en fonction du nombre de mères ayant eu leur second enfant au 4 ^{ème} trimestre, par taille de voisinage	276
A.9.5	Différences démographiques moyennes dans le voisinage et trimestre de naissance du second enfant	277
A.9.7	Effet de la différence d’âge entre les deux aînés et de la distribution des différences d’âge dans le voisinage sur la participation des mères	280

Table des figures

1.1	Evolution de l'indicateur de fécondité 1975-2004	4
1.2	Evolution des taux d'activité 1962-2005	5
1.3	Taux de féminisation entre 1806 et 2005	5
6.1	Evolution annuelle des taux d'activité et du nombre moyen d'heures travaillées par semaine par les mères en fonction du nombre d'enfants	120
6.2	Evolution du taux de fécondité de rang trois	134
6.3	Evolution du taux de fécondité de rang deux	134
7.1	Taux de scolarisation à deux ans en 1997 et en 2003	153

Résumé

Cette thèse porte sur l'impact du nombre d'enfants et des interactions sociales de voisinage sur l'offre de travail des mères de famille.

Nous proposons d'abord une étude sur la nature du lien entre nombre d'enfants et offre de travail des mères. Pour déterminer si cette relation est causale, nous utilisons deux événements qui affectent aléatoirement le nombre d'enfants : le fait d'avoir deux aînés de même sexe et les naissances gémellaires de rang deux. Les résultats suggèrent qu'avoir plus de deux enfants diminue la participation des mères au marché du travail d'environ 20 points et le nombre d'heures travaillées par semaine d'environ 2 heures lorsqu'elles sont en emploi. Nous trouvons également que l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères peu diplômées.

Nous affinons ensuite cette étude en étudiant comment le contexte institutionnel altère l'effet du nombre d'enfants sur la participation des mères au marché du travail. Premièrement, nous testons l'impact de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants en juillet 1994 sur les termes de l'arbitrage entre fécondité et activité. Nous trouvons que lorsque l'Allocation parentale d'éducation est destinée aux parents ayant au moins trois enfants (avant la réforme), le passage de deux à trois enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail. Lorsque les mères de deux enfants sont éligibles (après la réforme), l'effet négatif d'avoir un deuxième enfant sur la participation des mères au marché du travail est accru, tandis qu'avoir plus de deux enfants n'a plus d'effet négatif sur la probabilité d'activité des mères.

Deuxièmement, nous utilisons la variabilité des taux de scolarisation à deux ans en maternelle entre les différents départements pour identifier l'impact des possibilités de garde gratuite pour les enfants de moins de trois ans sur l'élasticité de l'activité des mères au nombre d'enfants. Les résultats indiquent que dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est faible, avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur la participation des mères au marché du travail. Au contraire, dans les départements où l'accès des enfants de deux ans à la maternelle est élevé, avoir plus de deux enfants a un effet non significatif sur la participation des mères au marché du travail.

Nous examinons ensuite l'effet des interactions sociales de voisinage sur la participation des mères au marché du travail. Nous utilisons différentes sources de variation exogène de la participation des proches voisines au marché du travail : le sexe de leurs aînés, le trimestre de naissance de leur deuxième enfant et la différence d'âge entre leurs deux aînés. Nous trouvons que la participation des voisines au marché du travail a un effet positif et significatif sur la participation individuelle d'une mère.

Discipline : Sciences économiques (05).

Mots-clés : offre de travail des mères ; nombre d'enfants ; politiques familiales ; Allocation parentale d'éducation ; scolarisation à deux ans ; interactions sociales ; voisinage.

Intitulé et adresse du laboratoire :

Centre d'Economie de la Sorbonne (CES)
106-112, boulevard de l'Hôpital
75647 Paris Cedex 13